

UNIVERSITÉ DE SHERBROOKE

École de gestion

**L'IMPACT DE LA RÉSERVE FÉDÉRALE SUR LES MARCHÉS
FINANCIERS AMÉRICAINS**

Par

Laurent Aicardi

Sous la direction de : Patrick Richard et David Dupuis

**Mémoire présenté au programme de Maîtrise en Économie
en vue de l'obtention du grade de
maître ès sciences**

AVRIL 2019

RÉSUMÉ

La littérature empirique relative à l'estimation de l'impact d'un choc de politique monétaire sur les marchés financiers présente souvent des résultats en inadéquation avec la théorie économique. Ces estimations reposent généralement sur l'emploi du modèle à vecteur autorégressif (VAR). Or, celui-ci a notamment été critiqué pour son incapacité à considérer un ensemble d'informations suffisamment vaste [voir, par exemple, Rudebush (1998)]. En réponse à cet état de fait, Bernanke, Boivin et Elias (2005) introduisent le VAR à facteurs (FAVAR) : une combinaison de l'analyse factorielle et du VAR.

Notre intention est de déterminer si la modélisation de l'impact de la Réserve Fédérale sur les cours boursiers américains par un FAVAR permet d'obtenir des résultats plus plausibles que lorsqu'un simple VAR est utilisé à cet effet. Pour ce faire, nous comparons les fonctions de réponses du FAVAR à celles de deux VARs : l'un est identifié de façon récursive, tandis que l'autre emploie une combinaison de restrictions de court et long terme.

Nos résultats ne nous permettent pas de conclure de façon définitive que le FAVAR représente une solution supérieure au VAR pour modéliser l'impact d'un choc de politique monétaire. Néanmoins, nous évoquons des pistes de réflexions pour parvenir à améliorer l'identification du choc de politique monétaire.

LISTE DES ABBRÉVIATIONS ET ACRONYMES

- ADF : Augmented Dickey-Fuller test
- BBE : Bernanke, Boivin et Eliaz
- FAVAR : Factor-Augmented Vector Autoregressive model
- FECM : Factor-Augmented Error-Correction Model
- FED : Federal Reserve
- MEDAF : Modèle d'Évaluation des Actifs Financiers
- S&P 500 : Standard & Poor's 500 index
- SFAVAR : Structural Factor-Augmented Vector Autoregressive model
- VAR : Vector Autoregressive model

TABLES DES MATIÈRES

| | |
|---|-----------|
| RÉSUMÉ..... | 1 |
| LISTE DES ABRÉVIATIONS ET DES ACRONYMES..... | 2 |
| 1) INTRODUCTION..... | 5 |
| 2) LA THÉORIE ÉCONOMIQUE..... | 9 |
| 2.1) LA DÉTERMINATION DES PRIX SUR LES MARCHÉS FINANCIERS..... | 9 |
| 2.1.1) L'actualisation des flux monétaires..... | 9 |
| 2.1.2) Les anticipations rationnelles et l'efficience des marchés financiers..... | 10 |
| 2.2) L'INFLUENCE DE LA FED SUR L'ÉCONOMIE ET LES MARCHÉS FINANCIERS..... | 11 |
| 2.2.1) Le mécanisme de transmission de la politique monétaire..... | 11 |
| 2.2.2) La réaction immédiate du prix des actifs financiers..... | 12 |
| 2.2.3) La neutralité de la politique monétaire sur le long-terme..... | 13 |
| 2.3) LA RELATION SIMULTANÉE ENTRE LA FED ET LES MARCHÉS FINANCIERS..... | 14 |
| 2.4) SYNTHÈSE DES PRÉCEPTES THÉORIQUES..... | 14 |
| 3) REVUE DE LA LITTÉRATURE EMPIRIQUE..... | 15 |
| 3.1) LA MODÉLISATION DE L'IMPACT IMMÉDIAT D'UN CHOC DE POLITIQUE MONÉTAIRE...15 | |
| 3.2) L'ESTIMATION DE LA DYNAMIQUE INDUITE PAR UN CHOC DE POLITIQUE MONÉTAIRE MONÉTAIRE..... | 18 |
| 3.2.1) Le cadre économétrique du modèle à vecteur autorégressif..... | 18 |
| 3.2.2) La littérature basée sur le modèle à vecteur autorégressif..... | 22 |
| 3.2.3) La critique de Rudebusch (1998) envers les VARs monétaires..... | 25 |
| 3.2.4) Le modèle FAVAR..... | 26 |
| 4) ESTIMATION DE LA DYNAMIQUE INDUITE PAR UN CHOC DE POLITIQUE MONÉTAIRE..... | 30 |
| 4.1) LE CADRE ÉCONOMÉTRIQUE DU FAVAR..... | 30 |
| 4.2) L'ESTIMATION DU FAVAR PAR BBE (2005)..... | 31 |

| | |
|---|-----------|
| 4.3) LES DONNÉES..... | 33 |
| 4.4) ANALYSE ET RÉSULTATS EMPIRIQUES..... | 35 |
| 4.4.1) Robustesse des résultats..... | 37 |
| 4.5) RÉFLÉXIONS SUR LES RÉSULTATS OBTENUS..... | 40 |
| 5) CONCLUSION..... | 42 |
| RÉFÉRENCES..... | 45 |
| ANNEXE A – LA BASE DE DONNÉES..... | 48 |
| ANNEXE B – LES RÉSULTATS DU TEST ADF (AUGMENTED DICKEY FULLER TEST)..... | 53 |
| ANNEXE C – LE TAUX IMPLICITE DE WU ET XIA (2015)..... | 57 |
| ANNEXE D – ESTIMATION SUR LES PÉRIODES PRÉ-1983 ET POST-1983..... | 58 |
| Tableau 1..... | 60 |
| Tableau 2..... | 60 |
| Tableau 3..... | 61 |
| Tableau 4..... | 61 |
| Figure 1..... | 62 |
| Figure 2..... | 63 |
| Figure 3..... | 64 |
| Figure 4..... | 65 |
| Figure 5..... | 66 |
| Figure 6..... | 67 |
| Figure 7..... | 68 |
| Figure 8..... | 69 |
| Figure 9..... | 70 |
| Figure 10..... | 71 |
| Figure 11..... | 72 |

Figure 12.....73

Figure 13.....74

Figure 14.....75

1) INTRODUCTION

La politique monétaire menée par la Réserve Fédérale (la FED)¹ a pour finalité d'influer sur l'évolution de variables afférentes à l'économie réelle telles que la croissance de la production, l'emploi et le taux d'inflation. Cependant, l'incidence de la politique monétaire sur ces variables est indirecte. Les décisions de la FED se répercutent, en premier lieu, sur les marchés financiers. Par la suite, les fluctuations provoquées sur ces derniers peuvent, éventuellement, peser sur les incitatifs à investir et, par voie de conséquence, rejaillir sur la conjoncture économique. Ainsi, l'analyse de l'impact de la politique monétaire sur les marchés financiers constitue un préalable à celle, plus globale, du mécanisme de transmission de la politique monétaire dans son ensemble.

Certains principes émanant de la théorie économique génèrent un large consensus quant aux spécificités de cet impact. Parmi ceux-ci, l'hypothèse de l'efficacité des marchés implique que le cours des actifs financiers réagit instantanément à toute nouvelle information. Le concept de neutralité de la politique monétaire conduit, quant à lui, à accréditer l'idée que, sur le long terme, les actions de la FED n'ont pas d'effet sur les cours réels. Les préceptes économiques de ce type sont suffisamment bien établis pour constituer des points de références par rapport auxquels la plausibilité des estimations empiriques peut être appréciée.

Diverses approches empiriques ont été adoptées pour estimer l'impact de la politique monétaire sur les marchés financiers. Certains travaux se consacrent, exclusivement, à mesurer la réaction immédiate des marchés. La méthode alors généralement appliquée est l'analyse événementielle. Ces travaux parviennent à des estimations qui, globalement, convergent et sont en phase avec le postulat théorique selon lequel la réaction des marchés est immédiate.

D'autres études empiriques cherchent, au-delà de l'impact initial, à évaluer l'ensemble de la dynamique provoquée par une décision non-anticipée de la FED. Celles-ci ont,

¹ Dans la suite du texte, nous utilisons les termes "FED", "Réserve Fédérale" et "autorités monétaires" de manière interchangeable.

traditionnellement, recours au modèle à vecteur autorégressif (VAR)². Les fonctions de réponses qui en sont issues divergent fréquemment d'une étude à l'autre et présentent certains aspects qui sont en contradiction avec les indications de la théorie économique.

Les VARs sont limités par le nombre de variables qu'ils peuvent contenir. Chaque variable qui leur est ajoutée induit un coût important en termes de degrés de liberté. Ainsi, ils n'incluent rarement plus de 10 variables [Boivin et Ng (2006)]. Or, dans la mesure où la Réserve Fédérale prend, très certainement, en compte un ensemble d'informations bien plus vaste que celui pouvant être inclus dans un VAR ordinaire, il est vraisemblable que les estimations obtenues soient biaisées par l'omission de variables pertinentes.

Bernanke, Boivin et Elias (2005) proposent le modèle FAVAR³ pour pallier le fort degré de parcimonie imposé par les autorégressions vectorielles. Il s'agit d'une approche qui consiste à combiner l'analyse factorielle au modèle VAR : une quantité importante de variables est synthétisée par un faible nombre de facteurs et ces derniers sont incorporés dans un VAR. Les auteurs utilisent, parallèlement, un FAVAR et un VAR pour estimer l'impact d'un choc de politique monétaire sur un ensemble de variables macroéconomiques. Leur résultat tend à démontrer que le FAVAR produit des fonctions de réponses plus plausibles que celles du VAR.

Par rapport à Bernanke, Boivin et Elias (2005), notre intérêt porte plus spécifiquement sur la réaction des marchés financiers. Ces derniers étant composés de classes d'actifs très variées (comme les actions, les obligations, les matières premières, les devises...), nous ne considérons, dans cette recherche, qu'une seule d'entre elles : les actions cotées en bourse. Notre intention est de déterminer si la modélisation, par un FAVAR, de l'impact d'un choc de politique monétaire sur le cours des actions cotées en bourse mène à des résultats plus plausibles que lorsque qu'un simple VAR est utilisé à cet effet. À cette fin, nous comparons les fonctions de réponses obtenues par l'estimation d'un

² Nous utilisons les termes "modèle à vecteur autorégressif", "autorégression vectorielle" et "VAR" de manière interchangeable.

³ L'acronyme FAVAR désigne l'appellation anglo-saxonne : Factor-Augmented Vector Autoregression.

FAVAR avec celles déduites de deux VARs qui diffèrent par leur stratégie d'identification : l'un emploie une décomposition de Choleski, tandis que l'autre opte pour une combinaison de restrictions de court et long terme.

Sur la période d'estimation de juillet 1962 à novembre 2015, nos résultats indiquent que le FAVAR produit des fonctions de réponses légèrement plus plausibles que celles du VAR identifié de façon récursive. Cette amélioration est, toutefois, trop partielle pour que les résultats du FAVAR soient, en tous points, compatibles avec les préceptes de la théorie économique. Les fonctions de réponses les plus probantes sont, sur cette période d'estimation, celles provenant du VAR identifié par une combinaison de restriction de court et long terme. La stratégie d'identification choisie semble être, par conséquent, d'une importance déterminante.

Nous réestimons nos modèles sur la période allant de juillet 1962 à décembre 2007 de façon que nos résultats ne soient pas influencés par la crise de 2008 et les politiques monétaires non-conventionnelles qui en découlèrent. Chacun de nos trois modèles produisent alors des résultats dont certains aspects sont troublants. In fine, nous ne pouvons pas conclure que l'un des trois modèles soit globalement supérieur aux deux autres.

La suite de notre recherche est organisée de la façon suivante. La deuxième section expose les principales indications de la théorie économique quant à l'impact de la politique monétaire sur le cours des actifs financiers. La troisième section est une revue de la littérature empirique. Les approches les plus souvent employées y sont abordées et la plausibilité des résultats empiriques est comparée aux préceptes économiques les plus établis. La quatrième section compare les fonctions de réponses obtenues par l'estimation de chaque modèle. Nous y évaluons la robustesse de nos résultats et évoquons des pistes pour améliorer l'identification du choc de politique monétaire. La cinquième section conclut.

2) LA THÉORIE ÉCONOMIQUE

Cette section expose les indications de la théorie économique quant à l'impact de la politique monétaire sur le cours des actifs financiers. Nous la commençons en y abordant les principes généraux qui gouvernent la formation des prix sur les marchés. Cela nous permet, ensuite, de mieux entrevoir l'impact que la politique monétaire peut y avoir. Nous y évoquons, aussi, la possibilité que la relation entre la politique monétaire et le cours des actifs soit simultanée : les fluctuations sur les marchés financiers pouvant, elles aussi, avoir une influence contemporaine sur les décisions des autorités monétaires. Les préceptes théoriques seront comparés aux résultats empiriques dans les sections suivantes.

2.1) LA DÉTERMINATION DES PRIX SUR LES MARCHÉS FINANCIERS

2.1.1) L'actualisation des flux monétaires

L'actualisation des flux monétaires est couramment utilisée pour apporter une explication générale sur la formation des prix sur les marchés financiers. Elle repose sur le principe fondamental en finance de marché que la valeur intrinsèque d'un actif est égale à la valeur présente de l'ensemble des flux monétaires (présents et futurs) qui lui sont liés. L'expression suivante en est l'illustration :

$$V_t = F_t + \frac{E_t F_{t+1}}{1+\hat{r}} + \frac{E_t F_{t+2}}{(1+\hat{r})^2} + \frac{E_t F_{t+3}}{(1+\hat{r})^3} + \frac{E_t F_{t+4}}{(1+\hat{r})^4} + \dots + \frac{E_t F_{t+\infty}}{(1+\hat{r})^\infty} \quad [1]$$

Ce qui peut s'écrire plus simplement :

$$V_t = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{E_t F_{t+i}}{(1+\hat{r})^i} \quad [1']$$

Où, V_t représente la valeur intrinsèque de l'actif financier. F_t fait référence à un flux monétaire présent; $E_t F_{t+i}$ correspond à l'estimation des flux monétaires futurs et \hat{r} est le consensus du marché relativement au taux d'actualisation applicable⁴.

⁴ Nous supposons, par simplification, que le taux d'actualisation est constant.

Le taux d'actualisation peut, lui-même, être décomposé en deux éléments : ⁵

$$\hat{r} = r_f + \text{prime de risque} \quad [2]$$

Où, r_f est le taux d'intérêt d'un investissement considéré "sans risque"⁶ auquel s'ajoute une compensation pour le risque de l'investissement considéré tel que perçu par les intervenants sur les marchés (la prime de risque)⁷.

La méthode de l'actualisation des flux monétaires, illustrée par les expressions [1] et [2], met en évidence le caractère prospectif des marchés financiers : les prix y sont déterminés par les anticipations des investisseurs quant au taux d'intérêt, et au risque et au rendement propre à chaque actif.

2.1.2) Les anticipations rationnelles et l'efficience des marchés

L'hypothèse des anticipations rationnelles cherche à éclairer sur la façon dont les agents économiques forment leurs anticipations. Telle que présentée par Mishkin et Sertelis (2012), elle avance que les agents utilisent toute l'information disponible et s'en servent de manière à former des anticipations qui correspondent à des prévisions optimales ⁸⁹.

Dans le contexte des marchés financiers, la théorie des attentes rationnelles donne lieu à celle de l'efficience des marchés. Selon cette dernière, le prix d'un actif financier incorpore, en tout temps, toute l'information disponible¹⁰.

Le caractère prospectif des marchés associé à l'hypothèse de leur efficience impliquent que seules les informations non-anticipées peuvent avoir un impact sur les prix et que cet éventuel impact doit être immédiat.

⁵ Nous pouvons voir, dans l'expression [2], une version simplifiée du modèle d'évaluation des actifs financiers (MEDAF).

⁶ Le taux d'intérêt sans risque est habituellement estimé comme étant équivalent à la rémunération offerte par l'obligation d'un état dont la note de crédit est maximale.

⁷ La prime de risque augmente proportionnellement à l'incertitude des investisseurs quant au rendement d'un actif.

⁸ Mishkin et Sertelis, 2012, pp 144-153.

⁹ Snowdon et Vane (2005) font une bonne description de l'hypothèse des attentes rationnelles.

¹⁰ La possibilité de mener des activités d'arbitrage apporte une crédibilité importante à l'hypothèse de l'efficience des marchés (voir Mishkin et Sertelis, 2012, pp 149).

2.2) L'INFLUENCE DE LA FED SUR L'ÉCONOMIE ET LES MARCHÉS FINANCIERS

2.2.1) Le mécanisme de transmission de la politique monétaire

La Réserve Fédérale mène traditionnellement sa politique monétaire en fixant la cible du taux directeur¹¹¹². À travers les variations de ce taux nominal de court-terme, les autorités monétaires américaines cherchent à influencer l'ensemble des taux et, plus particulièrement, le taux d'intérêt réel de long-terme¹³. L'équation de Fisher, le concept de rigidité des prix sur le court-terme et la théorie des anticipations de la structure des taux d'intérêts aident à comprendre comment les changements du taux des fonds fédéraux peuvent avoir une répercussion sur l'ensemble de la structure des taux d'intérêts réels.

L'équation de Fisher, ci-dessous, décrit le taux d'intérêt nominal, i , comme correspondant à la somme du taux d'intérêt réel, r , et du taux d'inflation anticipée, $E(I)$.¹⁴

$$i = r + E(I) \quad [3]$$

Sur le court-terme, en admettant la rigidité des prix, l'équation de Fisher fait valoir qu'une variation du taux d'intérêt nominal se répercute sur le taux d'intérêt réel¹⁵.

Quant à la théorie des anticipations de la structure des taux d'intérêts, elle exprime le taux d'intérêt de long-terme comme une moyenne des taux d'intérêts de court-termes successifs qui sont anticipés par le marché sur la période considérée. À titre d'exemple, si le marché anticipe que, sur les trois prochaines années, les taux d'intérêts annuels seront de 5%, 7% et 9%, alors la théorie des anticipations des taux d'intérêts prévoit un taux d'intérêt annuel, pour une maturité de 3 ans, est de 6.99% $[(1 + 0.05)(1 +$

¹¹ Lorsque la borne inférieure du taux directeur est atteinte, la Réserve Fédérale doit alors utiliser des mesures non-conventionnelles (comme, par exemple, l'achat massif de titres sur les marchés financiers) pour mener une politique expansionniste.

¹² Nous utilisons les termes "taux directeur" et "taux des fonds fédéraux" de manière interchangeable.

¹³ Voir Mishkin et Sertelis, 2012, p.414.

¹⁴ Il s'agit, ici, de la forme simplifiée de l'équation de Fisher. La relation exacte étant : $(1+i) = (1+r)(1+E(I))$.

¹⁵ En effet, si à court-terme les prix sont rigides, il est alors cohérent de supposer que l'inflation anticipée le soit aussi.

$0.07)(1 + 0.09))^{1/3} \approx 6.99\%$]. Elle amène ainsi l'intuition expliquant qu'une variation du taux d'intérêt de court-terme puisse se propager aux taux d'intérêts de plus long-terme.

En affectant l'ensemble des taux d'intérêts, la Réserve Fédérale se donne la possibilité d'influer sur la demande agrégée. La logique est la suivante. Lors d'une politique monétaire expansionniste (restrictive), la FED diminue (augmente) la cible du taux des fonds fédéraux. Cela va exercer une pression à la baisse (à la hausse) sur l'ensemble des taux d'intérêts et mener à une dépréciation (appréciation) de la devise domestique¹⁶. Ces éléments vont favoriser (ralentir) l'investissement des entreprises, la consommation des ménages en biens durables et les exportations nettes. À terme, il en résultera une accélération (un ralentissement) de la croissance de la production. L'augmentation (la réduction) du taux d'utilisation des capacités de production exercera ensuite des pressions à la hausse (à la baisse) sur le taux d'inflation.

L'influence de la Réserve Fédérale sur l'économie nécessite toutefois un certain délai car les consommateurs et les entreprises ne modifient pas leurs plans en matière de consommations de biens durables et d'investissements de façon instantanée. La production intérieure ne peut être affectée qu'une fois que les agents économiques aient pu bénéficier du temps nécessaire pour s'ajuster aux nouvelles conditions. L'impact sur le taux d'inflation devrait être encore plus long à se matérialiser car il est une conséquence de l'évolution des capacités de production¹⁷.

2.2.2) La réaction immédiate du prix des actifs financiers

Contrairement à ses effets sur la production et sur l'inflation et, en accord avec l'hypothèse de l'efficience des marchés, la politique monétaire a un impact immédiat

¹⁶ Une baisse des taux d'intérêts (réels) domestiques mène à une diminution de la demande pour les actifs domestiques (qui perdent de leur attractivité en comparaison aux actifs étrangers) et donc à une dépréciation de la devise domestique. La réciproque est vraie en cas de hausse des taux domestiques.

¹⁷ À titre d'exemple, le Comité de la Politique Monétaire de la Banque d'Angleterre a estimé que les décisions de politique monétaire prennent environ 1 an à se répercuter pleinement sur la production et 2 ans sur l'inflation (<http://www.bankofengland.co.uk/publications/other/monetary/montrans.pdf>).

sur le prix des actifs financiers. Cet impact peut se faire par, au moins, deux canaux¹⁸. La politique monétaire a un effet direct sur ces prix en exerçant une pression sur le taux d'intérêt. Une baisse (hausse) du taux d'intérêt provoque une hausse du cours des actions, des obligations, des matières premières (par une baisse du coût d'opportunité de l'entreposage), de l'immobilier, et une dépréciation (appréciation) du taux de change.

La politique monétaire peut aussi avoir une influence indirecte sur le prix des actifs financiers par le biais de son impact sur la croissance économique et, donc, sur les flux monétaires anticipés. Une accélération (un ralentissement) de la croissance économique peut impacter positivement (négativement) le prix des actions (par une hausse de la rentabilité des entreprises), des obligations (par une réduction de la probabilité de défauts de paiements), des matières premières et de l'immobilier (à travers une hausse de la demande).

2.2.3) La neutralité de la politique monétaire sur le long-terme

Sur le long-terme, les prix sont réputés flexibles. Par conséquent, les variations du taux d'intérêt nominal se répercutent sur l'inflation (voir l'expression [3]) et les décisions de la Réserve Fédérale n'ont plus d'influence sur le taux d'intérêt réel, et donc, par voie de conséquence, sur la production et le taux d'inflation¹⁹. Une politique monétaire expansive (restrictive) n'aura d'autres effets, sur le long-terme, qu'une pression haussière (baissière) sur le niveau général des prix. Il en découle que le prix des actifs, en termes réels, ne sera pas impacté sur le long-terme, par un choc de politique monétaire.

¹⁸ Nous n'évoquons que deux canaux par lesquels le cours des actifs financiers peut être impacté par un choc de politique monétaire : celui du taux d'intérêt et celui des flux monétaires anticipés. Dans la logique des expressions [1] et [2], un troisième canal pourrait intervenir si nous considérons un éventuel impact de la politique monétaire sur le risque perçu par les investisseurs.

¹⁹ Sur le long-terme, la politique monétaire impacte le niveau général des prix mais pas le taux d'inflation.

2.3) LA RELATION SIMULTANÉE ENTRE LA FED ET LES MARCHÉS FINANCIERS

Nous avons, jusqu'ici, considéré l'influence de la politique monétaire sur le cours des actifs. Cependant, il est concevable que cette relation soit simultanée : le cours des actifs pouvant, lui aussi, avoir un impact sur la politique monétaire²⁰. Deux raisons semblent pouvoir justifier cette possibilité. La première est que les marchés financiers reflètent les anticipations des investisseurs et, qu'à ce titre, ils représentent une source d'information que les autorités monétaires peuvent juger pertinente. La seconde est que la théorie économique évoque plusieurs canaux par lesquels les variations sur les marchés financiers peuvent impacter l'économie réelle. Parmi les canaux les plus souvent mentionnés, l'effet de richesse fait valoir qu'une appréciation du prix des actifs accroît la richesse des ménages, provoquant ainsi une augmentation de la consommation et de la demande agrégée. La théorie du q de Tobin stipule, elle, que lorsque le cours des actions cotées en bourse est élevé, les firmes ont un incitatif à investir (via l'émission d'actions). Cette dernière théorie peut être transposée au marché immobilier car des prix immobiliers élevés (relativement au coût de la construction) encouragent l'investissement des entrepreneurs²¹. En encourageant l'investissement, un niveau élevé du prix des actifs favorise alors l'accroissement de la demande agrégée.

Le fait que les marchés financiers intègrent les anticipations du secteur privé et qu'ils peuvent impacter l'économie réelle plaide en faveur d'une possible relation simultanée entre le cours des actifs et la politique monétaire. Cette considération aura de l'importance dans les sections à venir.

2.4) SYNTHÈSE DES PRÉCEPTES THÉORIQUES

En suivant les indications de la théorie économique, on s'attend à ce que les résultats de la modélisation empirique soient conformes à ce qui suit. Seule la composante non-

²⁰ Cette possibilité est défendue, entre autres, par Bjørnland et Leitemo (2009) et par Rigobon et Sack (2003).

²¹ Mishkin et Serletis (2012) fournissent une excellente description des divers canaux par lesquels le cours des actifs peut impacter l'économie réelle (Ch 27, pp 639-642).

anticipée d'une décision de politique monétaire (un "choc" ou une "innovation" de politique monétaire) peut avoir un impact sur les marchés financiers et cet éventuel impact doit être immédiat. En revanche, la politique monétaire ne peut avoir de répercussions sur l'économie réelle qu'après un certain délai et la réaction du taux d'inflation devrait être subséquente à l'évolution de l'écart de production²². Sur le long-terme, la politique monétaire ne peut avoir d'effets sur le taux d'intérêt, sur l'activité économique, sur le taux d'inflation ou, encore, sur le prix réel des actifs (seul le niveau général des prix peut être impacté). Enfin, lors d'une modélisation empirique, il peut être préférable de prendre en compte l'éventualité d'une relation simultanée entre la politique monétaire et le prix des actifs.

3) REVUE DE LA LITTÉRATURE EMPIRIQUE

Nous procédons maintenant à une revue de la littérature empirique. Nous considérons, d'abord, les travaux cherchant uniquement à établir une mesure de la réaction instantanée des cours boursiers lors d'un choc de politique monétaire. La méthode utilisée pour ce type de modélisation est généralement l'analyse événementielle. Nous nous penchons, ensuite, sur la littérature employant le modèle à vecteur autorégressif (VAR). Les VARs permettent de considérer la dynamique de l'ensemble des variables suite à un choc sur l'une d'entre elles. Nous comparons les résultats obtenus par les différentes méthodes et vérifions s'ils sont en accord avec les indications théoriques présentées à la section précédente.

3.1) LA MODÉLISATION DE L'IMPACT IMMÉDIAT D'UN CHOC DE POLITIQUE MONÉTAIRE

Comme mentionné précédemment, la nature prospective des marchés financiers combinée à l'hypothèse de leur efficience implique que le prix des actifs financiers réagit instantanément à toute nouvelle information. Dans un tel contexte, l'utilisation de l'analyse événementielle paraît tout à fait pertinente. Cette approche, largement

²² Ces considérations auront de l'intérêt lorsque nous évoquerons, dans les parties suivantes, la plausibilité des fonctions de réponses présentées.

employée dans la littérature, consiste à comparer le niveau des cours boursiers juste avant et juste après un choc de politique monétaire.

L'analyse événementielle fait, par exemple, partie des méthodes utilisées par Thorbecke (1997) pour mesurer la réponse journalière des indices boursiers américains à un changement haussier du taux des fonds fédéraux. Conformément aux indications théoriques, la relation estimée est négative et statistiquement significative. Ainsi, une augmentation (diminution) du taux directeur est liée à une baisse (hausse) des indices boursiers lors de la même journée.

L'étude de Thorbecke comporte cependant, d'un point de vue théorique, une faille importante. En effet, elle ne fait aucune distinction entre les mouvements du taux directeur qui sont anticipés et ceux qui prennent le marché par surprise. Or, dans la mesure où l'on admet l'hypothèse de l'efficacité des marchés, seules les décisions "surprises" de la Réserve Fédérale peuvent avoir un impact sur l'évolution des marchés financiers. Dès lors, les résultats obtenus par Thorbecke doivent être considérés avec prudence.

La nécessité d'obtenir une mesure de la composante non-anticipée de la politique monétaire est mise en avant dans les recherches plus récentes. Ainsi, Kuttner (2001) utilise les données du contrat à terme sur le taux directeur afin de séparer la composante anticipée de la composante surprise des décisions de la FED. Bernanke et Kuttner (2005) suivent Kuttner (2001) et déterminent qu'"en moyenne, une baisse inattendue de 25 points de base du taux directeur est associée à une hausse des indices boursiers -sur la même journée- d'environ 1%"²³. Ehrmann et Fratzscher (2004) se servent de résultats de sondages d'opinion pour déterminer les anticipations des agents et, ainsi, faire la distinction entre la partie anticipée et la partie non-anticipée de la politique monétaire. Les résultats qu'ils obtiennent sont très proches de ceux de Bernanke et Kuttner (2005).

²³ Bernanke et Kuttner (2005), p. 1222.

Deux problèmes principaux pourraient biaiser les estimations des deux dernières études évoquées. Le premier est que les estimations pourraient être biaisées en cas de causalité simultanée (c'est-à-dire, si les marchés financiers influençaient, eux aussi, la politique monétaire). Rigobon et Sack (2003) argumentent d'ailleurs que les marchés financiers peuvent, à travers leur potentiel impact sur l'économie, être un facteur déterminant des actions de la Réserve Fédérale. Le deuxième problème est que certaines variables pourraient influencer à la fois les mouvements sur les marchés financiers et la politique monétaire. Bernanke et Kuttner (2005) précisent toutefois que "dans l'éventualité d'un biais dans leurs estimations, ce biais aurait tendance à réduire l'estimation de la réponse des marchés boursiers"²⁴.

Afin de minimiser la possibilité de biais dans les estimations, certaines recherches évaluent l'impact d'un choc de politique monétaire sur des périodes intra-journalières. C'est, par exemple, le cas de Gurkaynak et al (2005) et de Rosa (2011). Les résultats obtenus sont cependant similaires à ceux obtenus par les études précédemment citées qui reposent, elles, sur des données journalières.

Il nous semble important de mentionner que Rigobon et Sack (2004) évaluent la réponse à un choc de politique monétaire à l'aide d'une méthode novatrice qu'ils présentent comme potentiellement moins sujette aux problèmes d'endogénéité que l'analyse événementielle. Elle consiste à identifier la réaction du prix des actifs en utilisant l'hétéroscédasticité produite lors d'un choc de politique monétaire. Leurs résultats montrent une réaction plus forte des marchés boursiers que les recherches citées précédemment. Ils estiment qu'une augmentation non-anticipée du taux directeur de 25 points de base provoque un déclin (le jour même) du S&P 500 de 1.7%²⁵.

En définitive, les recherches empiriques qui utilisent des approches focalisées sur l'estimation de la réaction contemporaine des indices boursiers suite à un choc de politique monétaire confirment les prévisions de la théorie économique. Une hausse

²⁴ Bernanke et Kuttner (2005), p.1230.

²⁵ Ce résultat confirme l'affirmation de Bernanke et Kuttner que la présence éventuelle d'un biais dans leurs estimations tendrait à sous-estimer la réponse des cours boursiers.

(baisse) non-anticipée du taux directeur semble bien provoquer une diminution (augmentation) immédiate du rendement des actions. Ces recherches ne permettent pas d'évaluer l'ensemble de la dynamique d'un choc de politique monétaire et de confirmer, par exemple, la neutralité de la monnaie sur le long-terme. Pour évaluer cette dynamique, les chercheurs ont eu recours à l'utilisation du modèle à vecteur autorégressif (VAR). Dans la prochaine sous-section, il sera intéressant de voir si les fonctions de réponses aux chocs estimées par les VARs sont en phases avec les résultats empiriques évoqués ci-dessus et, plus généralement, avec les enseignements de la théorie économique.

3.2) L'ESTIMATION DE LA DYNAMIQUE INDUITE PAR UN CHOC DE POLITIQUE MONÉTAIRE

3.2.1) Le cadre économétrique du modèle à vecteur autorégressif (VAR)

Sims (1980) critique les modèles à équations simultanées traditionnels en pointant les multiples et "incroyables restrictions" nécessaires à leur identification. Il propose comme alternative le modèle à vecteur autorégressif (VAR) qui, depuis, a été le principal outil empirique utilisé pour mesurer l'effet de la politique monétaire.

L'analyse par un modèle VAR commence par l'estimation de sa forme réduite dans laquelle chaque variable est considérée comme étant, à priori, endogène [Lutkepohl (2011)].

Considérons, à titre d'illustration, un VAR d'ordre²⁶ p comprenant n variables.

L'expression [4] représente la forme réduite de ce VAR(p) :²⁷

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + e_t \quad [4]$$

Où Y_t est un vecteur de dimension $(n \times 1)$ regroupant l'ensemble des variables sélectionnées par le chercheur pour leur pertinence; A_i est une matrice $(n \times n)$ de

²⁶ L'ordre d'un VAR correspond au nombre de retards qu'il incorpore. Dans l'illustration présente, le VAR(p) incorpore p retards.

²⁷ Par soucis de simplification, nous ne considérons pas la présence éventuelle de termes déterministes dans l'expression [4].

coefficients de saturation; e_t est un vecteur (nx1) de termes d'erreurs qui ont pour moyenne zéro et ne sont pas autocorrélés. On note \sum_e la matrice de variance-covariance des termes d'erreurs de cette forme réduite.

L'expression [4] peut être écrite de façon équivalente sous la forme plus compacte :

$$A(L)Y_t = e_t \quad [4']$$

Où $A(L) = I - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p$

L'estimation d'un modèle VAR a pour objectif d'évaluer l'impact d'une innovation sur la dynamique de l'ensemble des variables du système. À cet effet, les fonctions de réponses aux chocs, qui sont la représentation graphique de l'estimation du VAR sous la forme d'une moyenne mobile, sont généralement présentées.

En effet, en supposant que le vecteur Y_t soit stationnaire en covariance, le théorème de Wold fait valoir que l'expression [4] peut être écrite sous la forme d'une moyenne mobile :

$$Y_t = A(L)^{-1}e_t = \Phi(L)e_t \quad [5]$$

Cependant, la représentation graphique de l'expression [5] n'aurait vraisemblablement pas d'interprétation économique. Ceci est dû au fait que les termes d'erreurs, e_{it} , issus de l'estimation de la forme réduite d'un VAR capturent les relations contemporaines entre les différentes variables du vecteur Y_t [Lutkepohl (2011)]²⁸. Ainsi, pour pouvoir analyser la dynamique des variables suite à un choc, il faut identifier les chocs structurels. Pour y parvenir, plusieurs approches ont été utilisées dans la littérature.

Une première approche représente la forme structurelle du VAR de la façon suivante :²⁹

$$AY_t = A_1^*Y_{t-1} + A_2^*Y_{t-2} + \dots + A_p^*Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad [6]$$

²⁸ Il est, en effet, très probable que les variables sélectionnées présentent un certain degré de corrélation.

²⁹ Il s'agit, ici, de ce que Lutkepohl (2005, ch.9) désigne comme le "modèle A".

Où la matrice A , de dimension $(n \times n)$, reflète les relations contemporaines entre les variables du système; $A_i^* = AA_i$; et $\varepsilon_t = Ae_t$.

Le vecteur ε_t regroupe les n chocs structurels. Ces chocs structurels ont comme propriétés de n'avoir ni corrélation contemporaine, ni autocorrélation. La matrice de variance-covariance des chocs ε_{it} , notée Σ_ε , est donc diagonale. Aussi, la diagonale de la matrice A est habituellement normalisée de façon à ce que ses éléments soient de valeur unitaire.

Les relations $A_i^* = AA_i$ et $\varepsilon_t = Ae_t$ indiquent que pour retrouver la forme structurelle du VAR à partir de sa forme réduite, il faut définir les paramètres de la matrice A . Pour ce faire, on utilise la relation :

$$\Sigma_e = A^{-1}\Sigma_\varepsilon(A^{-1})' \quad [7]$$

La matrice Σ_e , étant une matrice de variance-covariance, est symétrique et contient, donc, $n(n+1)/2$ éléments distincts. Ces éléments sont connus puisqu'ils proviennent de l'estimation de la forme réduite [4]. Les matrices A^{-1} et Σ_ε regroupent respectivement $n(n-1)$ et n éléments à définir. Il faut ainsi imposer $n(n-1)/2$ restrictions à la matrice A pour identifier les chocs structurels.

Ces restrictions consistent généralement à imposer à certains paramètres de la matrice A d'être égaux à zéro³⁰. Dans le cadre de la forme structurelle décrite par l'expression [6], cela revient à imposer à des variables de ne pas avoir d'impact contemporain sur d'autres variables.

Une autre représentation de la forme structurelle du VAR peut être obtenue en multipliant tous les termes de l'expression [6] par $B=A^{-1}$ [Luetkepol (2011)].³¹

$$Y_t = A_1Y_{t-1} + A_2Y_{t-2} + \dots + B\varepsilon_t \quad [8]$$

³⁰ D'autres formes de restrictions peuvent être imposées aux paramètres de la matrice A . Par exemple, la stratégie d'identification d'Uhlig (2005) repose sur l'imposition de signes (positifs ou négatifs) à certains paramètres.

³¹ On obtient ainsi ce que Luetkepol (2005, ch.9) désigne comme le "modèle B".

Où $B\varepsilon_t = e_t$.

Sous cette forme structurelle, ce sont les chocs ε_t qui sont normalisés et, par voie de conséquence, $\sum \varepsilon = I_n$.

Pour passer de la forme réduite à la forme structurelle, on utilise, cette fois, la relation :

$$\sum_e = B\varepsilon_t\varepsilon_t'B'$$

$$\text{Où, } \varepsilon_t\varepsilon_t' = I_n \quad \rightarrow \quad \sum_e = BB' \quad [9]$$

La matrice B regroupe n^2 éléments. La matrice \sum_e comporte, elle, $n(n+1)/2$ éléments distincts. Il faut donc employer $n(n-1)/2$ restrictions sur la matrice B pour identifier les chocs structurels. En supposant que ces restrictions prennent la forme de zéros imposés à certains paramètres de B, elles ont alors comme signification que certains chocs structurels n'ont pas d'effet contemporain sur des variables du vecteur Y_t .

Une troisième représentation de la forme structurelle du VAR combine les deux approches précédentes :³²

$$AY_t = A_1^*Y_{t-1} + A_2^*Y_{t-2} + \dots + A_p^*Y_{t-p} + B\varepsilon_t \quad [10]$$

Cette formulation permet d'identifier les chocs structurels en imposant des restrictions à la fois sur l'impact contemporain de certaines variables (sur la matrice A) et de certains chocs (sur la matrice B). Elle nécessite cependant l'imposition d'un plus grand nombre de restrictions que les deux approches précédentes.

Il est aussi possible d'identifier les chocs structurels par des restrictions de long terme. Cette approche consiste à contraindre l'effet cumulé d'un choc structurel d'être égal à zéro. Ce type de restrictions permet de baser la stratégie d'identification sur des concepts économiques relativement bien établis tels que la neutralité de la politique monétaire sur le long terme³³.

³² Luetkepol (2005, ch.9) désigne cette représentation comme le "modèle AB".

³³ Voir Lastrapes (1998) ou Rapach (2001) pour des exemples de recherches qui utilisent la neutralité de la monnaie sur le long-terme dans leur stratégie d'identification.

Les recherches citées ci-dessous témoignent de l'usage du modèle VAR pour modéliser la dynamique induite par un choc de politique monétaire sur les cours boursiers.

3.2.2) La littérature basée sur le modèle à vecteur autorégressif (VAR)

Thorbecke (1997) cherche à évaluer la réaction du marché boursier américain à un choc de politique monétaire en ayant recours à divers méthodes empiriques, parmi lesquelles figure une autorégression vectorielle. Les chocs structurels y sont identifiés à l'aide d'une décomposition de Choleski, ce qui revient à imposer une structure récursive sur la relation contemporaine entre les variables. L'auteur ne présente pas les résultats de son estimation sous la forme de fonctions de réponses aux chocs, il indique uniquement la réaction initiale du marché boursier. Il détermine qu'une innovation positive d'un écart-type du taux des fonds fédéraux résulte en une dépréciation des rendements boursiers de 0.8 pourcent au cours du même mois et mentionne que ce résultat est statistiquement significatif. Il effectue aussi une décomposition de la variance qui indique que, sur un horizon de 24 mois, les chocs de politique monétaire contribuent à 3.94 pourcents des fluctuations boursières.

Neri (2004) estime des VARs pour 8 pays (les pays du G-7 plus l'Espagne). Sa stratégie d'identification des chocs structurels repose aussi sur des restrictions de court-terme, mais, contrairement à Thorbecke (1997), elles n'imposent pas une structure récursive entre les variables. Dans l'ensemble, les fonctions de réponses montrent qu'une hausse non-anticipée du taux d'intérêt de court-terme a un effet négatif, de faible ampleur et temporaire sur les marchés boursiers. Il convient de noter qu'en désaccord avec l'hypothèse des marchés efficients, la réaction maximale des indices boursiers n'intervient qu'après plusieurs mois.

Les deux prochains articles auxquels nous faisons référence, Lastrapes (1998) et Rapach (2001), ont la particularité d'assimiler les chocs de politique monétaire à des mouvements non-anticipés sur l'offre de monnaie et d'identifier le système par des restrictions de long terme. Les deux auteurs justifient leur choix d'avoir recours à des restrictions de long terme en invoquant le fait qu'elles semblent, d'un point de vue

théorique, plus plausibles que celles à court terme. Leurs résultats plaident pour une réaction bien plus forte des marchés boursiers que les recherches précédemment citées.

Lastrapes (1998) estime des VARs pour 8 pays (les pays du G-7 plus la Hollande). Sa stratégie d'identification repose sur le concept de neutralité de la monnaie : il impose la restriction selon laquelle, sur le long terme, un choc d'offre de monnaie n'a pas d'effet sur le taux d'intérêt, la production industrielle et les cours boursiers réels. Pour la plupart des pays considérés, les fonctions de réponses présentées montrent qu'une politique monétaire plus expansionniste qu'anticipée résulte en une baisse immédiate et temporaire du taux d'intérêt réel, une hausse immédiate et temporaire des cours boursiers (en termes réels) et, suite à un délai (variant de 6 à 12 mois), à une hausse de la production industrielle³⁴.

Rapach (2001) examine la contribution de différents chocs macroéconomiques, dont les chocs de politique monétaire, sur les fluctuations des cours boursiers américains. Il identifie les chocs structurels en se basant sur la neutralité de la monnaie et sur le concept que seuls les chocs d'offre peuvent, à long terme, impacter la production. Les fonctions de réponses aux chocs obtenues semblent conformes aux indications de la théorie économique : après une hausse non-anticipée de l'offre de monnaie, l'appréciation des cours boursiers et la diminution du taux d'intérêt (sur les bons du trésor à 3 mois) sont instantanées, l'augmentation de la production est initialement faible mais prend de l'ampleur pour atteindre un pic au bout de 6 trimestres et le niveau des prix augmente progressivement et de façon retardée par rapport à la réaction de la production. Il est toutefois important de préciser que considérer que les chocs de politique monétaire correspondent à des innovations sur l'offre de monnaie est une approche discutable car, dans la mesure où la politique monétaire n'est pas le seul

³⁴ Il s'agit là de résultats en adéquation avec la théorie économique.

facteur influençant l'offre de monnaie, les chocs identifiés pourraient, en réalité, ne pas être purement des chocs de politique monétaire³⁵³⁶.

Les recherches évoquées jusqu'à présent cherchent à identifier les chocs structurels en utilisant soit des restrictions de court terme, soit des restrictions de long terme.

Bjornland et Leitemo (2009) font, eux, le choix de combiner des restrictions contemporaines avec une restriction de long terme³⁷. Cette approche leur permet d'identifier le système sans sacrifier la possible interdépendance entre la politique monétaire et les cours boursiers³⁸. Les fonctions de réponses aux chocs présentées sont globalement en accord avec les postulats théoriques et avec la réaction initiale des indices boursiers obtenue par Rigobon et Sack (2004)³⁹. Concrètement, Bjornland et Leitemo (2009) aboutissent au résultat qu'un choc haussier d'un point de pourcentage sur le taux des fonds fédéraux provoque une chute instantanée des cours boursiers réels d'à peu près 9% et que ces derniers retournent à leur niveau initial au bout de 4 à 5 ans⁴⁰. Il est intéressant de constater que, conformément à la théorie, l'impact à long-terme sur la production industrielle est nul. En revanche, la réponse du taux d'inflation n'est pas en accord avec la théorie économique puisqu'elle présente une accélération

³⁵ Cette remarque est aussi valable pour Lastrapes (1998).

³⁶ La Réserve Fédérale exerçant sa politique monétaire en établissant une cible pour le taux directeur, les chocs de politique monétaire correspondent à des innovations sur celui-ci plutôt qu'à des innovations sur l'offre de monnaie.

³⁷ La restriction de long terme utilisée par ces auteurs porte sur la neutralité de la politique monétaire sur les cours boursiers réels.

³⁸ En effet, les stratégies d'identification de Thorbecke (1997) et de Neri (2004) impliquent que l'évolution contemporaine des cours boursiers n'a aucune influence sur les décisions des banquiers centraux. De plus, le schéma d'identification de Thorbecke (1997) ne permet pas aux cours des matières premières de réagir à un choc de politique monétaire (cette remarque est, toutefois, aussi valable pour le schéma d'identification de Bjornland & Leitemo) et celui de Neri (2004) empêche toute réaction contemporaine des taux de change à ce type de choc.

³⁹ Comme indiqué à la section 2.1, Rigobon et Sack (2004) utilisent une méthode visant à mesurer uniquement l'impact instantané d'une innovation de politique monétaire sur les cours boursiers.

⁴⁰ Le retour des cours boursiers vers leur niveau initial n'est, en fait, pas un résultat puisqu'il est imposé par la restriction de long-terme utilisée.

sur le court-terme (il s'agit là d'une manifestation du phénomène contre-intuitif connu sous l'appellation "price puzzle"⁴¹, puis une diminution permanente⁴².

Plus récemment, Gali et Gambetti (2015) estiment la réponse du marché boursier américain à une contraction exogène de politique monétaire à l'aide d'un VAR dont les paramètres sont variables dans le temps (la spécification du modèle prend ainsi en compte les changements de régimes monétaires). Ils obtiennent le résultat peu plausible qu'après un déclin initial, le marché boursier augmente de façon permanente. Les papiers cités témoignent du fait que l'estimation de l'impact d'un choc de politique monétaire par les modèles VARs donne des résultats divergents et souvent en désaccord avec des principes économiques bien établis. Des critiques ont été adressées envers la spécification et l'identification des VARs monétaires, notamment par Rudebusch (1998).

3.2.3) La critique de Rudebusch (1998) envers les VARs monétaires

Rudebusch (1998) adresse une vive critique envers les VARs monétaires qu'il juge inaptes à représenter adéquatement le mécanisme de transmission de la politique monétaire. À partir de VARs représentatifs de ceux vus dans la littérature, il démontre que les estimations obtenues pour les paramètres de l'équation du taux directeur ne représentent pas de façon plausible la fonction de réaction de la Réserve Fédérale. Parmi les problèmes évoqués relatifs à la spécification des VARs monétaires, deux retiennent tout particulièrement notre attention. Le premier est que les VARs spécifiés avec des paramètres constants ne peuvent pas raisonnablement être appliqués sur des périodes comprenant des changements de régimes monétaires. Cette observation semble très pertinente, en particulier lorsque l'on porte attention aux périodes d'estimation retenues par Thorbecke (1997), Neri (2004), Lastrapes (1998), Rapach

⁴¹ Le terme "price puzzle" est utilisé dans la littérature pour désigner le résultat contre-intuitif, souvent obtenu avec les modèles VARs, d'une hausse des prix suite à un choc restrictif de politique monétaire

⁴² Selon le concept de neutralité de la politique monétaire, sur le long terme, le taux d'inflation n'est pas impacté (bien que le niveau des prix le soit).

(2001) et Bjornland et Leitemo (2009)⁴³. La deuxième considération qui nous semble fondamentale porte sur la possibilité que des variables pertinentes pour la détermination de la politique monétaire ne soient pas incluses dans le VAR.

Dans le cas où, pour une raison ou une autre, les VARs monétaires sont incorrectement spécifiés, les estimations obtenues pour les chocs de politique monétaire et pour leurs fonctions de réponses sont très vraisemblablement biaisées. Rudebusch (1998) constate d'ailleurs que les chocs de politique monétaire, mesurés sur une même période, diffèrent d'un VAR à l'autre. De plus, l'auteur indique que ces chocs ne correspondent pas, non plus, à ceux pouvant être déduits des données portant sur le contrat à terme du taux des fonds fédéraux.

La possibilité que les VARs omettent certaines variables pertinentes aux autorités monétaires constitue une problématique qu'il semble important de prendre en compte. La modélisation connue sous l'appellation FAVAR aspire à y apporter une réponse.

3.2.4) Le modèle FAVAR

Tout comme Rudebusch (1998), Bernanke, Boivin et Elias (2005) soutiennent que les modèles VARs sont limités par le faible nombre de variables qui peut leur être incorporé. Une certaine parcimonie leur est, en effet, nécessaire car chaque variable additionnelle induit un coût important en termes de degrés de liberté. Les VARs utilisent donc rarement plus de 10 variables [Boivin et Ng (2006)]. Or, il semble quasi-certain que la Réserve Fédérale suit l'évolution de plusieurs centaines (voir de plusieurs milliers) de variables macroéconomiques et financières. Il est, par conséquent, vraisemblable que les estimations obtenues par les VARs monétaires soient biaisées dû à l'omission de variables pertinentes⁴⁴.

Pour étendre le nombre de variables prises en compte dans le modèle sans nuire aux degrés de liberté, BBE (2005) utilisent une méthode qu'ils nomment FAVAR. Il s'agit

⁴³ Gali et Gambetti (2014) spécifient, eux, comme indiqué précédemment, un VAR dont les paramètres sont variables dans le temps.

⁴⁴ En faisant ce constat, Bernanke, Boivin et Elias (2005) rejoignent Rudebusch (1998).

d'une approche qui consiste à combiner l'analyse factorielle au modèle VAR : une quantité importante de variables est synthétisée par un faible nombre de facteurs et, ces derniers, sont incorporés dans un VAR.

Le FAVAR de BBE (2005) se base sur un ensemble de 120 variables mensuelles entre janvier 1959 et août 2001. Les variables sont transformées de façon à être stationnaires. L'identification du système repose sur la restriction que les facteurs estimés ne réagissent pas contemporanément à un choc de politique monétaire. Cette restriction est imposée aux facteurs mais pas aux variables qui les composent. Les variables sont, elles, classées en deux catégories : les variables lentes, qui ne répondent pas immédiatement à un choc de politique monétaire (comme, par exemple, les variables portant sur la production ou sur l'inflation); et les variables rapides, qui y réagissent instantanément (comme le prix des actifs financiers).

Les auteurs comparent d'abord les résultats d'un simple VAR incluant 3 variables (le taux des fonds fédéraux, la production industrielle et l'indice des prix à la consommation) avec ceux du FAVAR. Il est important de préciser que l'objectif de BBE (2005) est de modéliser l'impact d'un choc de politique monétaire sur l'économie réelle et, en conséquence, les fonctions de réponses des indices boursiers ne sont pas présentées. Les résultats du VAR montrent une augmentation contre-intuitive du taux d'inflation suite à une innovation haussière de la politique monétaire⁴⁵. La persistance de la réponse de la production industrielle est, elle aussi, en désaccord avec la théorie économique⁴⁶. Les réponses du FAVAR sont plus plausibles puisque le "price puzzle" est considérablement réduit et que la réponse de la production industrielle est en conformité avec le concept de neutralité de la politique monétaire sur le long-terme.

BBE (2005) insistent aussi sur le fait qu'un des avantages de l'approche FAVAR est de permettre de construire des fonctions de réponses pour n'importe quelle des 120 variables initiales. Ils présentent ainsi les fonctions de réponses de 20 variables, parmi

⁴⁵ Comme indiqué précédemment, il s'agit d'une manifestation du "price puzzle".

⁴⁶ Selon le concept de neutralité de la politique monétaire sur le long-terme, la réaction de la production industrielle devrait être temporaire.

lesquelles 4 variables correspondent aux prix d'actifs financiers : un indice de bons du trésor, un indice d'obligations, le taux de change entre le dollar américain et le yen, et un indice de matières premières. Si les réponses des deux premières variables citées est conforme à celles attendues, ce n'est pas le cas pour les deux dernières : en contradiction avec l'hypothèse de l'efficience des marchés, suite à une innovation monétaire, les réponses du taux de change et du cours des matières premières nécessitent un certain délai.

Un reproche qui peut être adressé au modèle FAVAR de BBE (2005) est que les facteurs qui le composent ne sont pas interprétables. Pour pallier ce manque, Belviso et Milani (2006) introduisent une nouvelle approche, qu'ils nomment SFAVAR⁴⁷. Cette approche permet à chaque facteur d'avoir une interprétation économique claire. Les auteurs étudient les effets de la politique monétaire sur un ensemble de 145 variables macroéconomiques en estimant le SFAVAR sur la période s'étalant de janvier 1960 à décembre 1998⁴⁸. Les fonctions de réponses à un choc restrictif de politique monétaire sont présentées pour chaque facteur du modèle. Celles représentant la réaction de l'activité économique et de l'inflation sont, en tous points, conformes aux prévisions de la théorie économique : l'activité économique baisse de façon lente et progressive jusqu'au douzième mois pour ensuite retourner vers son niveau initial et l'inflation commence à décliner 8 mois après le choc. En revanche, le facteur correspondant aux marchés financiers ne réagit pas instantanément et montre même, en totale contradiction avec le concept de neutralité de la politique monétaire, une hausse sur le

⁴⁷ SFAVAR est l'acronyme de "Structural Factor-Augmented Vector Autoregression".

⁴⁸ Comme dans le FAVAR de Bernanke, Boivin et Elias (2005), toutes les variables entrant dans le SFAVAR de Belviso et Milani (2006) sont, si nécessaire, différenciées de façon à être stationnaires.

long-terme⁴⁹⁵⁰. La baisse, sur le long-terme, du taux des fonds fédéraux est, elle aussi, troublante⁵¹.

Une autre faille possible du FAVAR de BBE (2005) est qu'en estimant les facteurs à partir d'un ensemble de variables spécifiées en première différence, le modèle n'incorpore pas les potentielles relations à long terme entre ces variables. Pour y répondre, Banerjee, Marcellino et Masten (2016) proposent le FECM⁵² dans lequel les facteurs sont estimés à partir d'un ensemble de variables en niveau.

Banerjee, Marcellino et Masten (2016) répliquent l'analyse de BBE (2005) mais utilisent à la fois le FAVAR et le FECM. Leur objectif est de comparer les estimations obtenues par les deux méthodes. Ils procèdent en superposant les fonctions de réponses respectives. Celles-ci montrent des dynamiques très proches. De plus, les remarques que nous avons faites précédemment au sujet des réponses obtenues par BBE (2005) relativement aux bons du trésor, aux obligations, au taux de change et à l'indice des matières premières sont tout à fait transposables à celles déduites du FECM.

Tout compte fait, le FAVAR de BBE (2005), en augmentant considérablement le nombre de variables considérées par rapport à un VAR classique, semble lui apporter une amélioration. Quant au SFAVAR [de Belviso et Milani (2006)] et au FECM [de Banerjee, Marcellino et Masten (2016)], ils ne paraissent pas démontrer, dans leurs résultats, une supériorité probante sur le FAVAR.

⁴⁹ La non-réaction initiale du facteur représentant les marchés financiers s'explique par la stratégie d'identification des auteurs qui imposent, entre autres, la restriction (peu réaliste) d'une non-réaction contemporaine des marchés financiers à un choc de politique monétaire.

⁵⁰ La hausse des marchés financiers ne saurait s'expliquer par le fait que les variables financières soient mesurées en valeur nominale car, suite à un choc restrictif de politique monétaire, le niveau des prix baisse sur le long-terme.

⁵¹ Là encore, le concept de la neutralité de la politique monétaire indique que, sur le long-terme, le taux d'intérêt devrait retourner vers sa valeur initiale.

⁵² FECM est l'acronyme de "Factor-Augmented Error-Correction Model".

4) ESTIMATION DE LA DYNAMIQUE INDUITE PAR UN CHOC MONÉTAIRE

Dans cette section, nous cherchons à évaluer quantitativement l'impact d'un choc de politique monétaire sur les cours boursiers. Nous suivons pour cela l'approche du FAVAR de BBE (2005). Nous comparons les fonctions de réponses aux chocs obtenues avec le FAVAR à celles déduites de deux VARs. Le premier est un VAR identifié de façon récursive [comme dans BBE (2005)]. Le second prend en compte l'observation de Bjornland et Leitemo (2009) sur l'importance de considérer la possibilité d'une relation simultanée entre la politique monétaire et le prix des actifs financiers et opte pour une stratégie d'identification basée sur une combinaison de restrictions de court et long terme. Notre intention est de déterminer si la modélisation de l'impact de la politique monétaire sur le prix des actifs financiers par un FAVAR permet d'obtenir des résultats plus intuitifs, et plus en accord avec la théorie économique, que lorsqu'un VAR est utilisé à cet effet.

4.1) LE CADRE ÉCONOMÉTRIQUE DU FAVAR

Pour construire le modèle FAVAR, BBE (2005) considèrent trois vecteurs. Le premier, Y_t , est composé de M variables observables censées représenter des concepts économiques généraux tels que l'activité économique, l'inflation, ou encore l'orientation de la politique monétaire. Le deuxième, F_t , regroupe K facteurs non-observables⁵³. Ces facteurs capturent de l'information pertinente qui n'est pas totalement incluse dans Y_t .

Le FAVAR, tel que le représente l'expression [11], incarne la dynamique de (F_t', Y_t') :

$$\begin{bmatrix} F_t \\ Y_t \end{bmatrix} = \Phi(L) \begin{bmatrix} F_{t-1} \\ Y_{t-1} \end{bmatrix} + v_t \quad [11]$$

⁵³ Où K_t est un nombre restreint dû à la nécessité de préserver les degrés de liberté.

Où, $\Phi(L)$ est un polynôme de retards d'ordre d . Le terme d'erreur, v_t , a pour moyenne zéro et une matrice de variance-covariance Q .

L'expression [11] ne peut pas être estimée directement. Il faut, d'abord, obtenir une estimation des facteurs F_t . Pour y parvenir, BBE (2005) partent de l'intuition que ces facteurs ont le potentiel d'influencer tout un ensemble de variables économiques. Ils prennent en compte un troisième vecteur, X_t , qui rassemble ces variables économiques. Ce vecteur est de dimension $N \times 1$, où N est large⁵⁴.

Le lien entre ces trois vecteurs (X_t , F_t et Y_t) est exprimé par l'expression [12] :

$$X_t = \Lambda^f F_t + \Lambda^y Y_t + e_t \quad [12]$$

Où Λ^f est une matrice de coefficients de saturation de dimension $N \times K$; Λ^y est de dimension $N \times M$; et, e_t est un vecteur de termes d'erreurs de moyenne zéro et pouvant faire preuve d'un faible degré de corrélation⁵⁵.

BBE (2005) privilégient la spécification dans laquelle le taux des fonds fédéraux est l'unique variable incluse dans le vecteur Y_t ⁵⁶. Ce choix se justifie par le fait que cette variable est la seule dont les valeurs sont observables en temps réels, connues avec exactitude et aptes à représenter un concept économique général⁵⁷.

4.2) L'ESTIMATION DU FAVAR PAR BBE (2005)

BBE (2005) estiment le système décrit par les expressions [11] et [12] par deux approches distinctes. La première est une approche en deux étapes qui consiste à estimer, dans un premier temps, les facteurs non-observables, F_t , par l'analyse en composantes principales, puis, d'estimer l'équation du FAVAR. La seconde utilise les méthodes de vraisemblance Bayésienne et l'échantillonnage de Gibbs pour estimer

⁵⁴ Un N large favorisera une estimation précise de F_t [Stock et Watson (2006)].

⁵⁵ L'estimation du FAVAR par l'approche en deux étapes via l'analyse en composantes principales autorise la présence d'un faible degré de corrélation entre les termes d'erreurs [BBE (2005)].

⁵⁶ Ainsi, $M=1$.

⁵⁷ Le concept économique représenté par le taux des fonds fédéraux est l'orientation de la politique monétaire.

l'ensemble des expressions du système conjointement. Cette dernière étant bien plus lourde à calculer, et BBE (2005) ne parvenant pas à de meilleurs résultats par son utilisation, nous ne considérons ici que la première approche évoquée⁵⁸.

L'analyse en composantes principales est, d'abord, utilisée pour extraire un petit nombre de facteurs, désignés $\hat{C}(F_t, Y_t)$, qui synthétisent la plus grande proportion possible de l'information contenue dans les variables du vecteur X_t . Cette première estimation ne tenant pas compte de la présence de la variable Y_t dans la partie droite de l'équation [12], la mesure obtenue n'en est pas indépendante. Parvenir à une estimation de F_t implique, donc, de soustraire l'influence de Y_t sur $\hat{C}(F_t, Y_t)$.

BBE (2005) classifient les variables du vecteur X_t en deux catégories : l'une est constituée de variables, dites "slow moving", qui ne réagissent pas contemporanément à un choc de politique monétaire (l'écart de production ou l'inflation sont des exemples de ce type de variables) ; l'autre comprend celles, dénommées "fast moving", qui y répondent instantanément (comme le prix des actifs financiers). L'analyse en composantes principales est alors appliquée à partir des seules variables dites "slow moving" pour obtenir, $C^*(F_t)$, une estimation des composantes principales autres que Y_t .

Ce qui précède permet de procéder à la régression suivante :

$$\hat{C}(F_t, Y_t) = \alpha + D * C^*(F_t) + B * Y_t + e_t \quad [13]$$

Puis, l'estimation de F_t se fait par la rotation des facteurs :

$$\hat{F}_t = \hat{C}(F_t, Y_t) - B * Y_t \quad [14]$$

La seconde étape consiste alors à estimer le VAR en \hat{F}_t et Y_t que BBE (2005) identifient de façon récursive avec Y_t ordonné en dernier.

⁵⁸ Les résultats obtenus par BBE (2005) tendent même à suggérer que l'approche en deux étapes via l'analyse en composantes principales produit des fonctions de réponses plus plausibles que la deuxième approche.

4.3) LES DONNÉES

Nous utilisons la base de données mensuelle FRED-MD⁵⁹. Cette dernière couvre la période de janvier 1959 à septembre 2018 et regroupe 128 variables macroéconomiques et financières organisées en 8 catégories : (1) Production et Revenu; (2) Marché du travail; (3) Immobilier; (4) Consommation, Ordres d'Achat et Inventaires; (5) Monnaie et Crédit; (6) Taux d'Intérêts et Taux de Change; (7) Prix; (8) Marchés boursiers. Nous apportons, dans l'ordre indiqué, la série de modifications suivante à cette base de données initiale :

- Nous remplaçons la variable représentant le taux des fonds fédéraux par le taux implicite⁶⁰ ("Shadow Rate") de Wu et Xia (2015)⁶¹. L'intérêt d'utiliser le taux implicite est de nous permettre d'avoir une mesure de l'orientation de la politique monétaire qui reste pertinente lorsque le taux directeur atteint sa borne inférieure⁶². Le taux implicite est égal au taux des fonds fédéraux tant que ce dernier n'atteint pas son niveau plancher. En revanche, contrairement au taux des fonds fédéraux, le taux implicite peut prendre des valeurs négatives lorsque la FED a recours à des mesures non-conventionnelles (voir l'annexe C).
- Nous convertissons les variables correspondant aux indices boursiers du Standard & Poor's 500 et du Standard & Poor's industriels en valeurs réelles⁶³. Exprimer les cours boursiers en valeurs réelles permettra d'évaluer si leur réaction à un choc de politique

⁵⁹ Plus exactement, il s'agit de la version mise à jour en octobre 2018 de la base de données FRED-MD. Elle est téléchargeable sur la page internet : <https://research.stlouisfed.org/econ/mccracken/fred-databases/>

La base de données FRED-MD est décrite dans McCracken et Ng (2015).

⁶⁰ Nous dirigeons le lecteur vers l'annexe C pour une description du taux implicite.

⁶¹ Les données pour le taux implicite de Wu et Xia sont téléchargeables sur la page internet : <https://sites.google.com/site/jingcynthiawu/home/wu-xia-shadow-rates>

⁶² Le taux des fonds fédéraux a atteint sa borne inférieure en décembre 2008 et n'a pas décollé de celle-ci jusqu'à décembre 2015.

⁶³ Basées sur le niveau des prix de janvier 1959 tel qu'indiqué par l'indice dont le code Fred est : CPIAUCSL.

monétaire est conforme au concept de neutralité de la politique monétaire (à long-terme) de manière plus appropriée que s'ils étaient exprimés en valeurs nominales.

- Nous transformons, si nécessaire, les variables pour qu'elles soient stationnaires en covariance⁶⁴. L'annexe A détaille l'ensemble des modifications que nous avons appliqué pour que les séries soient stationnaires en covariance et l'annexe B présente les résultats des tests ADF (Augmented Dickey-Fuller test) pour chaque variable.
- Afin d'avoir une base de données dans laquelle aucune observation ne manque, nous supprimons 4 variables⁶⁵ et ne retenons que la période comprise entre juillet 1962 et novembre 2015.
- Nous standardisons l'ensemble des variables de façon à ce qu'elles aient une moyenne égale à 0 et un écart-type égal à 1. Sans cette standardisation, dans l'analyse en composantes principales, les variables auraient une influence proportionnelle à leur variance.
- De plus, nous classons les variables contenues dans le vecteur X_t (les variables autres que le taux implicite) en deux catégories : les variables à réaction lente et celles à réaction rapide. Comme dans BBE (2005), les variables à réaction lente sont celles qui ne réagissent pas immédiatement à un choc de politique monétaire, tandis que celles à réaction rapide y réagissent instantanément. L'annexe A indique la classification assignée à chaque variable.

À la suite des modifications énumérées ci-dessus, notre base de données inclut les observations mensuelles de 124 variables macroéconomiques et financières sur la période de juillet 1962 à novembre 2015. En considérant que le taux implicite est la seule variable incluse dans le vecteur Y_t , le vecteur X_t regroupe 123 variables.

⁶⁴ La "stationnarité en covariance" correspond à la stationnarité du second ordre.

⁶⁵ Les 4 variables supprimées sont: "Value of Manufacturers' New Orders for Consumer Goods Industries" (code FRED : ACOGNO), "Consumer Sentiment Index" (code FRED : UMCSENTx), "New Orders for Nondefense Capital Goods" (code FRED : ANDENOX), et "Trade Weighted U.S. Dollar Index : Major Currencies" (code FRED: TWEXMMTH).

Tel qu'illustré par le tableau 1, une analyse en composantes principales indique que la première composante explique 15.56% de la variation de l'ensemble des variables du vecteur X_t , tandis que les trois premières en expliquent 34.45%, et les 6 premières, 46.82%.

4.4) ANALYSE ET RÉSULTATS EMPIRIQUES

Nous estimons d'abord un VAR à partir de 4 variables : la production industrielle, l'indice des prix à la consommation, le taux implicite et l'indice boursier Standard & Poor's 500 (en valeur constante)⁶⁶⁶⁷⁶⁸. Dans un premier temps, la stratégie utilisée pour identifier les chocs structurels est une simple décomposition de Choleski dans laquelle les variables sont disposées dans l'ordre donné ci-dessus.

Bien que notre intérêt porte sur la réaction du marché boursier, considérer la plausibilité de l'ensemble des fonctions de réponses permet de mieux évaluer la crédibilité du modèle. Dans cette perspective, la figure 1 présente les fonctions de réponses à une innovation (haussière) du taux implicite, ainsi que leurs intervalles de confiance (de plus ou moins deux erreurs types), sur une période de 60 mois⁶⁹. La réponse du taux implicite est en accord avec le concept de neutralité de la politique monétaire puisque la hausse initiale diminue progressivement jusqu'à être statistiquement non-significative. La réaction de la production industrielle n'est pas totalement conforme aux attentes : elle baisse progressivement et devient statistiquement significative après 6 mois, mais cette baisse semble permanente⁷⁰. La

⁶⁶ La production industrielle, l'indice des prix des biens de consommation et l'indice boursiers Standard & Poor's 500 sont représentés par les variables dont les codes FRED sont, respectivement, INDPRO, CPIAUCSL et S&P500.

⁶⁷ Les variables sont transformées tel qu'indiqué à l'annexe A de façon à ce qu'elles soient stationnaires en covariance : nous prenons la première différence du logarithme de la production industrielle, de l'indice des prix à la consommation et de l'indice boursier S&P500. Aucune transformation n'est apportée au taux implicite.

⁶⁸ Le VAR estimé est d'ordre 14. Ce nombre de retards a été choisi car il mène à ne pas rejeter l'hypothèse de non-autocorrélation des résidus (lors d'un test Breusch-Godfrey sur les 12 premiers résidus).

⁶⁹ Pour la production industrielle, l'indice des prix à la consommation et l'indice boursier S&P500, ce sont les fonctions de réponses cumulées qui sont présentées.

⁷⁰ Le concept de neutralité de la politique monétaire plaide pour une baisse temporaire de la production industrielle.

dynamique du niveau des prix est contre-intuitive et met clairement en évidence la présence d'un "price puzzle". Quant aux cours boursiers, la chute est temporaire mais, en contradiction avec l'hypothèse de l'efficacité des marchés, elle n'est pas instantanée.

La décomposition de Choleski utilisée dans l'estimation précédente ne permet pas de prendre en compte la possibilité d'une relation simultanée entre la politique monétaire et le prix des actifs financiers. En effet, en considérant l'ordre des variables retenu, elle autorise une réaction immédiate des cours boursiers à un mouvement sur le taux implicite, mais ne permet pas aux cours boursiers d'influencer de façon contemporaine les décisions des autorités monétaires. De par cette caractéristique, l'identification des chocs structurels par la décomposition de Choleski pourrait être défaillante. Ce constat nous incite à proposer une autre stratégie d'identification reposant sur une combinaison de restrictions de court et long terme. Ainsi, en nous basant sur le concept de neutralité de la politique monétaire, nous imposons à la production industrielle, au taux implicite et à l'indice boursier de ne pas être impactés sur le long terme par un choc de politique monétaire. Nous imposons aussi à la production industrielle de ne pas être influencée, sur le long terme, par un changement du taux d'inflation. Enfin, nous utilisons deux restrictions de court terme selon lesquelles les fluctuations des cours boursiers n'ont pas d'impact immédiat sur la production industrielle et sur le niveau des prix à la consommation.

Les fonctions de réponses obtenues suite à l'utilisation de cette deuxième stratégie d'identification sont présentées à la figure 2. Ces dernières nous paraissent bien plus plausibles que les précédentes. Nous notons, notamment, l'absence de "price puzzle" et, conformément à l'hypothèse de l'efficacité des marchés, la chute des cours boursiers est immédiate et statistiquement significative⁷¹.

⁷¹ Nous remarquons cependant que les prix à la consommation réagissent sans délai à une innovation sur le taux implicite.

Il est certain que, pour mener sa politique monétaire, la Réserve Fédérale suit l'évolution d'un nombre de variables bien plus important que celles retenues jusqu'à présent. Dès lors, il est vraisemblable que l'estimation d'un simple VAR monétaire soit biaisée par l'omission de variables pertinentes. Cette observation justifie l'estimation du modèle FAVAR.

La figure 3 montre les fonctions de réponses déduites de l'estimation du FAVAR avec 3 facteurs non-observables et une seule variable observable, le taux implicite⁷². La réaction de la production industrielle correspond à celle prédite par les concepts théoriques : la diminution est progressive et statistiquement non-significative sur le long-terme. Le "price puzzle" observable sur le VAR identifié de façon récursive est largement réduit, voire même quasi-inexistant. Quant aux cours boursiers, leur réaction est en discordance avec l'hypothèse de l'efficacité des marchés car ils n'ont aucune réaction instantanée.

Dans l'ensemble, sur la période de juillet 1962 à novembre 2015, l'estimation du modèle FAVAR permet d'obtenir, du point de vue de la théorie économique, des fonctions de réponses un peu plus plausibles que celles provenant du VAR identifié de façon récursive⁷³. Cependant, sur la période considérée, les fonctions de réponses les plus probantes sont celles qui découlent du VAR dont la stratégie d'identification repose sur une combinaison de restrictions de court et long terme.

4.4.1) Robustesse des résultats

Le FAVAR que nous avons estimé inclut trois facteurs non-observables. L'analyse en composantes principales, effectuée à la sous-section 3.3, indique que les trois premières composantes expliquent moins de 35% de la variance totale des 123 variables présentes dans le vecteur X_t (voir le tableau 1). Il est, par conséquent, raisonnable de vérifier si les fonctions de réponses observées sont sensibles au nombre de facteurs non-observables

⁷² Comme les VARs estimés, le FAVAR est d'ordre 14.

⁷³ Cette première constatation est d'autant plus pertinente que le modèle FAVAR estimé est, lui aussi, identifié de façon récursive.

incorporés dans le FAVAR. Dans cette optique, nous réestimons le FAVAR en y incluant, cette fois-ci, six facteurs non-observables⁷⁴. Les fonctions de réponses obtenues sont présentées à la figure 4. Elles ne nous paraissent pas plus vraisemblables que celles déduites avec trois facteurs non-observables.

Boivin et Ng (2006) argumentent que la présence, dans le vecteur X_t , de variables faiblement expliquées par les composantes principales peut être problématique. Selon ces auteurs, la présence de telles variables augmente la probabilité que la corrélation entre les composantes idiosyncratiques soit trop élevée. En considérant cette observation, nous faisons le choix d'éliminer 33 variables pour lesquelles la composante idiosyncratique explique au moins 70% de leur variation. Tel que le montre le tableau 2, les trois premières composantes principales expliquent 44.5% de la variation des 90 variables restantes dans le vecteur X_t . Cependant, la réestimation du FAVAR (avec le vecteur X_t réduit à 90 variables) mène à des fonctions de réponses quasiment identiques à celles précédemment obtenues et présentées à la figure 3 (voir figure 5).

Enfin, notre période d'estimation comprenant la crise financière de 2008 et les mesures de politique monétaire non-conventionnelles qui en découlent, il nous semble opportun de réestimer nos trois modèles sur la période de juillet 1962 à décembre 2007⁷⁵. Cet exercice nous montre, entre autres, que les fonctions de réponses de chacun de nos modèles sont sensibles à une modification de la période d'estimation et qu'il aurait été judicieux de spécifier nos modèles avec des paramètres variables dans le temps⁷⁶.

La figure 6 présente les fonctions de réponses du VAR identifié de façon récursive. Le taux implicite retrouve son niveau initial plus rapidement et le "price puzzle" est nettement moins important (mais toujours présent) que sur la période d'estimation

⁷⁴ Le tableau 1 indique que les 6 premières composantes principales expliquent près de la moitié (46.82%) de la variation totale des variables du vecteur X_t .

⁷⁵ Initialement, notre idée était de vérifier si la présence, dans la période d'estimation, de la crise financière de 2008 et des mesures de politique monétaire non-conventionnelles qui ont suivi biaisait les résultats.

⁷⁶ Le fait que les fonctions de réponses de nos modèles soient sensibles à une modification de la période d'estimation se vérifie à l'annexe D où nous subdivisons la période d'estimation initiale en deux périodes : l'une pré-1983, l'autre post 1983.

initiale. Quant aux réponses de la production industrielle et de l'indice S&P500, elles sont similaires à celles observées sur la période d'estimation initiale. Nous notons notamment que la réponse de la production industrielle n'est pas compatible avec la notion de neutralité de la politique monétaire puisque la baisse semble significative sur le long-terme. Quant à la réponse de l'indice S&P500, en contradiction avec l'hypothèse de l'efficience des marchés, elle ne témoigne pas d'une réaction instantanée du marché boursier.

La figure 7 montre les fonctions de réponses du VAR dont l'identification repose sur une combinaison de restrictions de court et long terme. Les réponses respectives de la production industrielle, du niveau des prix et des cours boursiers diffèrent de celles estimées sur la période d'estimation initiale. En effet, la première est déconcertante puisqu'elle dévoile une augmentation soudaine et significative de la production industrielle. La seconde, met en évidence la présence d'un "price puzzle". Quant à la troisième, elle montre une hausse instantanée (alors que l'on se serait attendu à une baisse) des cours boursiers.

La figure 8 expose, elle, les fonctions de réponses déduites du modèle FAVAR. Ces dernières paraissent assez proches de celles obtenues lors de l'estimation sur la période initiale. Nous remarquons notamment la présence, même si elle est faible, du "price puzzle" et l'absence de réaction immédiate du marché boursier.

En définitive, lorsque nous réestimons nos modèles sur la période de juillet 1962 à décembre 2007, nous constatons qu'aucun d'entre eux ne parvient à produire des fonctions de réponses qui soient globalement compatibles avec les indications de la théorie économique. De plus, il apparaît qu'aucun des trois modèles n'engendre de résultats plus crédibles que les deux autres. Il s'avère plutôt que, pour chacun de nos modèles, l'identification du choc de politique monétaire n'est pas véritablement satisfaisante.

4.5) RÉFLEXIONS SUR LES RÉSULTATS OBTENUS

Au-delà du fait que la modélisation avec des paramètres variables dans le temps eût été plus réaliste, l'identification du choc monétaire par notre FAVAR pourrait être défailante due, au moins, aux deux raisons qui suivent. Premièrement, nous devons reconnaître que l'utilisation que nous faisons du modèle FAVAR ne permet pas de totalement éliminer la possibilité que nos estimations soient biaisées par l'omission de variables pertinentes. En effet, notre base de données mensuelles ne comprend, par exemple, aucune variable relative à la politique fiscale⁷⁷. Or, dans la mesure où l'orientation de cette dernière peut avoir d'importantes répercussions sur l'évolution des variables macroéconomiques, elle fait assurément partie de l'ensemble d'informations dont tiennent compte les autorités monétaires⁷⁸.

Deuxièmement, la restriction contemporaine, imposée à l'ensemble de nos modèles, selon laquelle les prix n'ont absolument aucune réaction sur une période d'un mois suite à un choc monétaire n'est peut-être pas totalement réaliste. Des recherches empiriques révèlent que certains prix changent fréquemment et nous mènent à penser que la restriction d'une réaction totalement nulle des prix sur une période d'un mois pourrait correspondre à une interprétation trop stricte de la notion de rigidité des prix à court-terme. Parmi ces recherches, Blinder (1994) sonde deux cents firmes pour évaluer la fréquence et les raisons qui les poussent à modifier leurs prix. Il indique qu'il y a des différences importantes dans la fréquence des changements de prix entre les différentes firmes. Le tableau 3 reproduit les chiffres présentés par Blinder et montre que 14.5% des firmes changent leurs prix au moins une fois par mois. Bils et Klenow

⁷⁷ Il est à noter que les variables afférentes à la politique fiscale américaine (telles que le montant du déficit budgétaire, des dépenses publiques, de la dette de l'état, des recettes fiscales...) ne sont pas disponibles en valeurs mensuelles et ne peuvent donc pas être directement ajoutées à la base de données dont nous disposons. Pour intégrer de telles variables à notre base de données mensuelles, il faudrait procéder à une interpolation de données trimestrielles.

⁷⁸ La littérature empirique semble confirmer l'importance de la politique fiscale dans la fonction de réaction de la FED. Chatziantoniou, Duffy et Filis (2013) soutiennent que "l'interaction entre les politiques monétaires et fiscales est très importante pour expliquer les évolutions sur les marchés boursiers et que ces deux politiques macroéconomiques doivent être considérées en tandem plutôt que de façon isolée". Quant à Jansen, Li, Wang et Yang (2008), leur résultat indique que l'impact de la politique monétaire sur le marché boursier varie en fonction de l'orientation (expansion ou contraction) de la politique fiscale.

(2004) utilisent, eux, des données mensuelles du "Bureau of Labor Statistics" pour analyser "la fréquence des changements de prix [aux États-Unis] de 350 catégories de biens et services sur la période 1995-97". Ils révèlent que "la moitié des prix ont une durée de moins de 4.3 mois" et que quelques-uns ont une durée moyenne beaucoup plus courte. C'est par exemple le cas des tarifs des compagnies aériennes qui ont une durée moyenne inférieure à un mois et ceux des locations d'automobiles, des automobiles neuves, de certains vêtements, des sodas ou des ordinateurs dont la durée moyenne est comprise entre 1 et 2 mois⁷⁹. Klenow & Kryvtsov (2008) exploitent le même type de données que Bils et Klenow (2004). Cependant, ils prennent en compte une période plus longue (1988-2004) et établissent que la moitié des prix ont une durée qui n'est pas supérieure à 3.7 mois. Lünemann et Wintr (2011) complètent les recherches précédemment citées. D'une part, ils font remarquer que les recherches basées sur des données mensuelles peuvent biaiser (à la hausse) l'estimation de la durée durant laquelle les prix restent inchangée (pour les prix qui changent fréquemment)⁸⁰. D'autre part, ils s'intéressent au degré de rigidité des prix sur internet. Ils collectent plus de 5 millions de cotations quotidiennes entre décembre 2004 et décembre 2005 à partir de comparateurs de prix en ligne dans 5 pays différents (Allemagne, France, Italie, Grande Bretagne et États Unis). Tel que le présente le tableau 4, ils estiment que le prix des produits vendus en ligne a une durée médiane de 24 jours en France, 30 jours en Italie, 33 jours en Allemagne, 35 jours au Royaume Unis et 39 jours aux États Unis. Ils mettent aussi en évidence une grande hétérogénéité dans la fréquence des changements de prix d'une catégorie de produits à une autre. À titre d'illustration, en considérant le cas des États-Unis, la tableau 4 indique que les prix des biens appartenant à la catégorie des technologies de l'information ont une durée médiane de 15 jours, tandis que ceux de la catégorie du petit électroménager changent, pour la moitié d'entre eux, tous les 79 jours.

⁷⁹ Le lecteur intéressé peut consulter le détail de la durée moyenne de chacun des prix des 350 catégories dans l'annexe de Bils et Klenow (2004).

⁸⁰ Lünemann et Wintr (2011), p.601.

Dans la mesure où il est envisageable que certains prix puissent changer de façon rapide, la notion de rigidité des prix pourrait être interprétée de façon moins stricte comme voulant signifier que, sur le court-terme, les prix présentent un certain degré de rigidité (plutôt qu'une rigidité absolue). En accord avec cette interprétation, les restrictions imposant une absence totale de réaction des prix sur une durée d'un mois peuvent paraître exagérément contraignantes et, par voie de conséquence, biaiser l'estimation des chocs structurels.

Une solution que nous pouvons envisager, pour de futurs travaux, serait de compléter notre stratégie d'identification par l'emploi de restrictions relatives au signe de la réaction d'une (ou de plusieurs) variable. La restriction de court-terme portant sur une absence totale de réaction des prix pourrait alors être remplacée en imposant aux prix de ne pas augmenter suite à un choc restrictif de politique monétaire. L'utilisation d'une telle restriction correspondrait à une interprétation moins stricte de la notion de rigidité des prix. De même, il serait envisageable d'imposer à la réaction contemporaine des cours boursiers de ne pas être positive. Cela serait à la fois en accord avec l'actualisation des flux monétaires et avec les résultats des différentes études basées sur la méthode de l'analyse événementielle. D'une manière générale, l'emploi de restrictions de signes pourrait élargir le champ des possibilités pour parvenir à identifier plus adéquatement les chocs structurels⁸¹.

5) CONCLUSION

Les recherches empiriques relatives à l'impact de la politique monétaire sur les marchés financiers aboutissent, très fréquemment, à des résultats dont certains aspects sont contre-intuitifs et inconciliables avec des préceptes bien établis de la théorie économique. Étant donné que le modèle VAR, généralement utilisé dans ces recherches, a été critiqué pour son incapacité à prendre en compte un ensemble d'informations

⁸¹ Nous pouvons référer le lecteur à Uhlig (2005) pour un exemple de VAR identifié à partir de restrictions de signes.

suffisamment large, nous avons cherché à déterminer si le FAVAR de BBE (2005) pouvait produire des résultats plus plausibles.

Nous avons d'abord estimé un FAVAR à partir d'une base de données regroupant 124 variables macroéconomiques et financières sur la période de juillet 1962 à novembre 2015. Les fonctions de réponses issues de ce FAVAR ont été comparées à celles de deux VARs qui diffèrent par leur stratégie d'identification des chocs structurels: l'un est identifié de façon récursive, tandis que l'autre emploie une combinaison de restrictions de court et long terme. Sur cette période d'estimation initiale, le FAVAR produit des résultats légèrement plus plausibles que le VAR identifié de façon récursive. Cependant, les fonctions de réponses les plus probantes sont, en fait, celles provenant du VAR employant une combinaison de restrictions de court et long terme.

De façon à éviter d'inclure les données afférentes à la crise de 2008 et aux mesures de politique monétaire non-conventionnelles dans la période d'estimation, nous réestimons nos modèles de juillet 1962 à décembre 2006. Nous constatons alors que les fonctions de réponses de chacun de nos modèles diffèrent en certains points de celles estimées sur la période d'estimation initiale. Sur cette deuxième période d'estimation, aucun des trois modèles ne produit des fonctions de réponses globalement compatibles avec les indications de la théorie économique. Il ne semble pas, non plus, qu'un des trois modèles estimés produise des résultats plus crédibles que ceux des deux autres. In fine, nos résultats ne nous permettent pas de conclure que la modélisation de l'impact d'un choc de politique monétaire sur les marchés financiers par un FAVAR permet d'obtenir des résultats plus plausibles que lorsqu'un simple VAR est utilisé à cet effet.

Lors de prochaines recherches, nous avons quelques pistes pour améliorer l'identification du choc de politique monétaire. Premièrement, étant donné que les fonctions de réponse de chacun de nos modèles sont sensibles à la période d'estimation retenue, il serait judicieux de spécifier nos modèles avec des paramètres variables dans le temps. Deuxièmement, pour le FAVAR, il nous semblerait pertinent d'inclure des variables relatives à l'orientation de la politique fiscale dans notre base de données.

Troisièmement, nous pensons que nous devrions considérer l'emploi de restrictions de signes. Cela pourrait élargir le champ des possibilités lors du choix de la stratégie d'identification et peut-être permettre de parfaire la crédibilité celle-ci.

RÉFÉRENCES

- Balke, N., Emery, K., 1994. The Federal Funds Rate as an Indicator of Monetary Policy: Evidence from the 1980s. *Economic Review* (Federal Reserve Bank of Dallas).
- Banerjee, A., Massimiliano, M., Masten, I., 2016. An Overview of the Factor-augmented Error-Correction Model. *Advances in Econometrics*. Emerald Group Publishing Limited.
- Belviso, F., Milani, F., 2005. Structural Factor-Augmented VAR (SFAVAR) and the Effects of Monetary Policy. *The B.E. Journal of Macroeconomics*.
- Bernanke, B.S., Boivin, J., Elias, P., 2005. Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach. *The Quarterly Journal of Economics*.
- Bernanke, B.S., Kuttner, K.N., 2005. What Explains the Stock Market's Reaction to Federal Reserve Policy? *Journal of Finance* 60, pp.1221-1257.
- Bils, M., Klenow, P., 2004. Some Evidence on the Importance of Sticky Prices. *Journal of Political Economy*, vol. 112.
- Bjørnland H.C., Leitemo, K., 2009. Identifying the Interdependence Between US Monetary Policy and the Stock Market. *Journal of Monetary Economics* 56, pp. 275-282.
- Blinder, A., 1994. On Sticky Prices: Academic Theories Meet the Real World. *NBER Chapters in: Monetary Policy*, 117-154.
- Boivin, J., Ng, S., 2006. Are More Data Always Better for Factor Analysis? *Journal of Econometrics*.
- Chatziantoniou, I., Duffy, D., Filis, G., 2013. Stock Market Response to Monetary and Fiscal Policy Shocks: Multi-Country Evidence. *Economic Modelling*, Elsevier, vol. 30, pp. 754-769.
- Dhyne, E., 2009. A Global Assessment of the Degree of Price Stickyness – Results from the NBB business Survey. *Working Paper Research 171*, National Bank of Belgium.
- Ehrmann, M., Fratzscher, M., 2004. Taking Stock: The Monetary Policy Transmission to Equity Markets. *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 36, No. 4, pp. 719-737. Ohio State University Press.
- Gali, J., Gambetti, L., 2015. The Effects of Monetary Policy on Stock Market Bubbles: Some Evidence. *American Economic Journal: Macroeconomics*.

- Gurkaynak, R., Sack, B., Swanson, E., 2005. Do Actions Speak Louder than Words? The Response of Asset Prices to Monetary Policy Actions and Statements. *International Journal of Central Banking*.
- Jansen, D., Li, Q., Wang, Z., Yang, J., 2008. Fiscal Policy and Asset Markets: A semiparametric Analysis. *Journal of Econometrics*, Vol. 147, pp.141-150.
- Klenow, P., Kryvtsov, O., 2008. State-Dependent or Time-Dependent Pricing: Does it matter for Recent U.S. Inflation? *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 123, pp. 863-904.
- Kuttner, K., 2001. Monetary Policy Surprises and Interest Rates: Evidence from the Fed Funds Futures Market. *Journal of Monetary Economics*.
- Lastrapes, W.D., 1998. International Evidence on Equity Prices, Interest Rates and Money. *Journal of International Money and Finance*, vol.17, 377-406.
- Lutkepohl, H., 2005. New Introduction to Multiple Time Series Analysis. Springer.
- Lutkepohl, H., 2011. Vector Autoregressive Models. *EUI Working Papers*. Department of Economics.
- Lünnemann P., Wintr, L., 2011. Price Stickiness in the US and Europe Revisited: Evidence from Internet Prices. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Departement of Economics, University of Oxford, vol. 73, pp. 593-621.
- McCracken, M.W., Ng, S., 2015. Fred-MD: A Monthly Database for Macroeconomic Research. *Working Paper*. Federal Reserve Bank of St. Louis.
- Mishkin, F.S., Serletis, A., 2012. The Economics of Money, Banking, and Financial Markets. Fifth Canadian Edition.
- Neri, S., 2004. Monetary Policy and Stock Prices. *Working Paper No. 513*, Bank of Italy.
- Rapach, D.E., 2001. Macro Shocks and Real Stock Prices. *Journal of Economics and Business*, vol.53, pp.5-26.
- Rigobon, R., Sack, B., 2003. Measuring the Reaction of Monetary Policy to the Stock Market. *The Quarterly Journal of Economics*, vol.118, pp.639–669.
- Rigobon, R., Sack, B., 2004. The Impact of Monetary Policy on Asset Prices. *Journal of Monetary Economics*, vol.51, pp.1553–1575.
- Rosa, C., 2011. Words that Shake Traders. The Stock Market's Reaction to Central Bank Communication in Real Time. *Journal of Empirical Finance*.

Rudebush, G.D., 1998. Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense? *International Economic Review*.

Sims, C., 1980. Macroeconomics and Reality. *Econometrica*.

Snowdon, B., Vane, H., 2005. Modern Macroeconomics. Its Origins, Development and Current State. Edward Elgar Publishing Limited.

Stock, J.H., Watson, M.W., 2006. Forecasting with Many Predictors. *Handbook of Forecasting*. North Holland.

Thorbecke, W., 1997. On Stock Market Returns and Monetary Policy. *The Journal of Finance*, vol.52, pp.635-654.

Uhlig, H., 2005. What are the Effects of Monetary Policy on Output? Results from an Agnostic Identification Procedure. *Journal of Monetary Economics*.

Wu, J.C., Xia, F.D., 2016. Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound. *Journal of Money, Credit and Banking*.

ANNEXE A

LA BASE DE DONNÉES

Les variables sont, pour la plupart, issues de la base de données FRED-MD. La variable représentant le taux des fonds fédéraux est remplacée par le Shadow Rate de Wu et Xia (2015). Les variables relatives aux indices boursiers S&P 500 et S&P industriels sont, elles, converties en valeurs réelles. Tel que présenté par McCracken et Ng (2015), les séries sont classées en 8 groupes : (1) Production et Revenu; (2) Marché du travail; (3) Immobilier; (4) Consommation, Commandes et Inventaires; (5) Monnaie et Crédit; (6) Taux d'intérêts et Taux de Change; (7) Prix; (8) Marchés Boursiers. Dans les tableaux ci-dessous, la deuxième colonne indique le code FRED (lorsque celui-ci est disponible). La troisième colonne donne une brève description (anglophone) de chaque série. Ces deux colonnes sont reprises de McCracken et Ng (2015). La quatrième colonne désigne, pour une série x_t , une des alternatives suivantes: (1) pas de transformation; (2) Δx_t ; (4) $\log(x_t)$; (5) $\Delta \log(x_t)$; (6) $\Delta(x_t \div x_{t-1} - 1)$. La dernière colonne classifie les séries en deux catégories : les variables "lentes" qui ne répondent à un choc de politique monétaire qu'après un certain délai, et les variables "rapides" qui y réagissent instantanément. Notre classement des différentes séries dans l'une ou l'autre de ces deux catégories suit BBE (2005).

Groupe 1 : Production et Revenu

| | | | | |
|----|-----------|--|---|-------|
| 1 | RPI | Real Personal Income | 5 | Lente |
| 2 | W875RX1 | Real personal income ex transfer receipts | 5 | Lente |
| 3 | INDPRO | IP Index | 5 | Lente |
| 4 | IPFPNSS | IP : Final Products and Nonindustrial supplies | 5 | Lente |
| 5 | IPFINAL | IP : Final Products (Market Group) | 5 | Lente |
| 6 | IPCONGD | IP : Consumer Goods | 5 | Lente |
| 7 | IPDCONGD | IP : Durable Consumer Goods | 5 | Lente |
| 8 | IPNCONGD | IP : Nondurable Consumer Goods | 5 | Lente |
| 9 | IPBUSEQ | IP : Business Equipment | 5 | Lente |
| 10 | IPMAT | IP : Materials | 5 | Lente |
| 11 | IPDMAT | IP : Durable Materials | 5 | Lente |
| 12 | IPNMAT | IP : Nondurable Materials | 5 | Lente |
| 13 | IPMANSICS | IP : Manufacturing (SIC) | 5 | Lente |
| 14 | IPB51222s | IP : Residential Utilities | 5 | Lente |
| 15 | IPFUELS | IP : Fuels | 5 | Lente |
| 16 | CUMFNS | Capacity Utilization : Manufacturing | 1 | Lente |

Groupe 2 : Marché du Travail

| | | | | |
|----|---------------|--|---|-------|
| 17 | HWI | Help-Wanted Index for United States | 1 | Lente |
| 18 | HWIURATIO | Ratio of Help Wanted/No. Unemployed | 1 | Lente |
| 19 | CLF16OV | Civilian Labor Force | 5 | Lente |
| 20 | CE16OV | Civilian Employment | 5 | Lente |
| 21 | UNRATE | Civilian Unemployment Rate | 1 | Lente |
| 22 | UEMPMEAN | Average Duration of Unemployment | 1 | Lente |
| 23 | UEMPLT5 | Unemployed - Less than 5 weeks | 5 | Lente |
| 24 | UEMP5TO14 | Unemployed for 5-14 weeks | 5 | Lente |
| 25 | UEMP15OV | Unemployed - 15 weeks and over | 5 | Lente |
| 26 | UEMP15T26 | Unemployed for 15-26 weeks | 5 | Lente |
| 27 | UEM27OV | Unemployed for 27 weeks and over | 5 | Lente |
| 28 | CLAIMSx | Initial Claims | 5 | Lente |
| 29 | PAYEMS | All employees : total nonfarm | 5 | Lente |
| 30 | USGOOD | All employees :goods-producing industries | 5 | Lente |
| 31 | CES1021000001 | All employees : mining | 5 | Lente |
| 32 | USCONS | All employees : construction | 5 | Lente |
| 33 | MANEMP | All employees :manufacturing | 5 | Lente |
| 34 | DMANEMP | All employees : durable goods | 5 | Lente |
| 35 | NDMANEMP | All employees : nondurable goods | 5 | Lente |
| 36 | SRVPRD | All employees :service-providing industries | 5 | Lente |
| 37 | USTPU | All employees : trade, transportations & Utilities | 5 | Lente |
| 38 | USWTRADE | All employees : Wholesale trade | 5 | Lente |
| 39 | USTRADE | All employees : retail trade | 5 | Lente |
| 40 | USFIRE | All employees : financial activities | 5 | Lente |
| 41 | USGOVT | All employees : government | 5 | Lente |
| 42 | CES0600000007 | Average Weekly Hours : goods-producing | 1 | Lente |
| 43 | AWOTMAN | Average Weekly Overtime Hours : manufacturing | 1 | Lente |
| 44 | AWHMAN | Average Weekly Hours : manufacturing | 1 | Lente |
| 45 | CES0600000008 | Avg hourly earnings : goods-producing | 5 | Lente |
| 46 | CES2000000008 | Avg hourly earnings : construction | 5 | Lente |
| 47 | CES3000000008 | Avg hourly earnings : manufacturing | 5 | Lente |

Groupe 3 : Immobilier

| | | | | |
|----|----------|--|---|--------|
| 48 | HOUST | Housing starts | 5 | Rapide |
| 49 | HOUSTNE | Housing starts, northeast | 5 | Rapide |
| 50 | HOUSTMW | Housing starts, midwest | 5 | Rapide |
| 51 | HOUSTS | Housing starts, south | 5 | Rapide |
| 52 | HOUSTW | Housing starts, west | 5 | Rapide |
| 53 | PERMIT | New private housing permits | 5 | Rapide |
| 54 | PERMITNE | New private housing permits, northeast | 5 | Rapide |
| 55 | PERMITMW | New private housing permits, midwest | 5 | Rapide |
| 56 | PERMITS | New private housing permits, south | 5 | Rapide |
| 57 | PERMITW | New private housing permits, west | 5 | Rapide |

Groupe 4 : Consommation, Commandes et Inventaires

| | | | | |
|----|-----------------|---|---|--------|
| 58 | DPCERA3M086SBEA | Real personal consumption expenditures | 5 | Lente |
| 59 | CMRMTSPLx | Real manufacturing and trade industries sales | 5 | Lente |
| 60 | RETAILx | Retail and food services sales | 5 | Lente |
| 61 | AMDMNOx | New orders for durable goods | 5 | Rapide |
| 62 | AMDMUOx | Unfilled orders for durable goods | 5 | Rapide |
| 63 | BUSINVx | Total business inventories | 5 | Rapide |
| 64 | ISRATIOx | Total business inventories to sales ratio | 2 | Rapide |

Groupe 5 : Monnaie et Cr dit

| | | | | |
|----|--------------|---|---|--------|
| 65 | M1SL | M1 money stock | 5 | Rapide |
| 66 | M2SL | M2 money stock | 5 | Rapide |
| 67 | M2REAL | Real M2 money stock | 5 | Rapide |
| 68 | AMBSL | St. Louis Adjusted monetary base | 5 | Rapide |
| 69 | TOTRESNS | Total reserves of depository institutions | 5 | Rapide |
| 70 | NONBORRES | Reserves of depository institutions | 6 | Rapide |
| 71 | BUSLOANS | Commercial and Industrial Loans | 5 | Rapide |
| 72 | REALLN | Real Estate Loans at all commercial banks | 5 | Rapide |
| 73 | NONREVSL | Total nonrevolving credit | 5 | Rapide |
| 74 | CONSPI | Non revolving consumer credit | 2 | Rapide |
| 75 | MZMSL | MZM Money Stock | 5 | Rapide |
| 76 | DTCOLNVHFNMM | Consumer Motor Vehicle Loans Outstanding | 5 | Rapide |
| 77 | DTCTHFNMM | Total Consumer Loans and leases | 5 | Rapide |
| 78 | INVEST | Securities in bank credit at all commercial banks | 5 | Rapide |

Groupe 6 : Taux d'Intérêts et Taux de Change

| | | | | |
|----|-----------|--|---|--------|
| 79 | | Shadow Rate | 1 | Rapide |
| 80 | CP3Mx | 3-month AA financial commercial paper rate | 1 | Rapide |
| 81 | TB3MS | 3-month treasury bill | 1 | Rapide |
| 82 | TB6MS | 6-month treasury bill | 1 | Rapide |
| 83 | GS1 | 1-year treasury rate | 1 | Rapide |
| 84 | GS5 | 5-year treasury rate | 1 | Rapide |
| 85 | GS10 | 10-year treasury rate | 1 | Rapide |
| 86 | AAA | Moody's seasoned aaa corporate bond yield | 1 | Rapide |
| 87 | BAA | Moody's seasoned baa corporate bond yield | 1 | Rapide |
| 88 | COMPAPFFx | 3-month commercial paper minus fedfunds | 1 | Rapide |
| 89 | TB3SMFFM | 3-month treasury C minus fedfunds | 1 | Rapide |
| 90 | TB6SMFFM | 6-month treasury C minus fedfunds | 1 | Rapide |
| 91 | T1YFFM | 1-year treasury C minus fedfunds | 1 | Rapide |
| 92 | T5YFFM | 5-year treasury C minus fedfunds | 1 | Rapide |
| 93 | T10YFFM | 10-year treasury C minus fedfunds | 1 | Rapide |
| 94 | AAAFFM | Moody's aaa corporate bond minus fedfunds | 1 | Rapide |
| 95 | BAAFFM | Moody's baa corporate bond minus fedfunds | 1 | Rapide |
| 96 | EXSZUSx | Switzerland/U.S. Foreign Exchange Rate | 5 | Rapide |
| 97 | EXJPUSx | Japan/U.S. Foreign Exchange Rate | 5 | Rapide |
| 98 | EXUSUKx | U.S./U.K. Foreign Exchange Rate | 5 | Rapide |
| 99 | EXCAUSx | Canada/U.S. Foreign Exchange Rate | 5 | Rapide |

Groupe 7 : Prix

| | | | | |
|-----|-----------------|------------------------------------|---|--------|
| 100 | WPSFD49207 | PPI finished goods | 5 | Lente |
| 101 | WPSFD49502 | PPI finished consumer goods | 5 | Lente |
| 102 | WPSID61 | PPI intermediate materials | 5 | Lente |
| 103 | WPSID62 | PPI crude materials | 5 | Lente |
| 104 | OILPRICE | Crude Oil, spliced WTI and Cushing | 5 | Rapide |
| 105 | PPICMM | PPI metals and metal products | 5 | Lente |
| 106 | CPIAUCSL | CPI All items | 5 | Lente |
| 107 | CPIAPPSL | CPI apparels | 5 | Lente |
| 108 | CPITRNSL | CPI transportation | 5 | Lente |
| 109 | CPIMEDSL | CPI medical care | 5 | Lente |
| 110 | CUSR0000SAC | CPI commodities | 5 | Lente |
| 111 | CUUR0000SAD | CPI durables | 5 | Lente |
| 112 | CUSR0000SAS | CPI services | 5 | Lente |
| 113 | CPIULFSL | CPI all items less foods | 5 | Lente |
| 114 | CUUR0000SAOL2 | CPI all items less shelter | 5 | Lente |
| 115 | CUSR0000SAOL5 | CPI all items less medical care | 5 | Lente |
| 116 | PCEPI | Pers. Cons. Exp. Chain index | 5 | Lente |
| 117 | DDURRG3M086SBEA | Pers. Cons. Exp. Durable goods | 5 | Lente |
| 118 | DNDGRG3M086SBEA | Pers. Cons. Exp. Nondurable goods | 5 | Lente |
| 119 | DSERRG3M086SBEA | Pers. Cons. Exp. Services | 5 | Lente |

Groupe 8 : Marchés Financiers

| | | | | |
|-----|---------------|--|---|--------|
| 120 | | S&P's Common Stock Price Index (in real terms) | 5 | Rapide |
| 121 | | S&P's Industrials (in real terms) | 5 | Rapide |
| 122 | S&P div yield | S&P's Composite common stock: dividend yield | 2 | Rapide |
| 123 | S&P PE ratio | S&P's Composite Common Stock: P/E ratio | 1 | Rapide |
| 124 | VXOCLSx | CBOE S&P100 Volatility Index | 1 | Rapide |

ANNEXE B

LES RÉSULTATS DU TEST ADF

Le tableau ci-dessous indique, pour chaque variable, les valeurs calculées de la statistique du test ADF (à la quatrième colonne). Le test a été spécifié sans constante (les variables ont été standardisé et ont donc pour moyenne 0), ni tendance. Le nombre de retards retenu est de 12. Une valeur de la statistique calculée du test ADF inférieure à -1.95 indique que l'hypothèse nulle de la présence d'une racine unitaire peut être rejetée au seuil de significativité de 5% (les valeurs critique pour les seuils de significativité de 10%, 5% et 1% sont, respectivement, -1.62, -1.95 et -2.58). Sur les 124 séries, les résultats du test ADF indique que l'on peut rejeter l'hypothèse de la présence d'une racine unitaire à tous les seuils de significativité pour 110 séries. Cette même hypothèse peut être rejetée au seuil de significativité 5% pour 115 séries et au seuil de significativité de 10% pour 122 séries. Pour deux variables relatives au taux d'intérêts, l'hypothèse de la présence d'une racine unitaire ne peut être rejetée à aucun seuil de significativité par le test ADF. Nous décidons néanmoins de suivre ce qui est coutume dans la littérature en laissant les variables relatives aux taux d'intérêts en niveau.

| | Code Fred | Description de la variable | Stat test |
|----|-----------|--|-----------|
| 1 | RPI | Real Personal Income | -5,002 |
| 2 | W875RX1 | Real personal income ex transfer receipts | -4,881 |
| 3 | INDPRO | IP Index | -6,239 |
| 4 | IPFPNSS | IP : Final Products and Nonindustrial supplies | -5,576 |
| 5 | IPFINAL | IP : Final Products (Market Group) | -5,362 |
| 6 | IPCONGD | IP : Consumer Goods | -5,223 |
| 7 | IPDCONGD | IP : Durable Consumer Goods | -6,252 |
| 8 | IPNCONGD | IP : Nondurable Consumer Goods | -5,272 |
| 9 | IPBUSEQ | IP : Business Equipment | -5,950 |
| 10 | IPMAT | IP : Materials | -6,652 |
| 11 | IPDMAT | IP : Durable Materials | -6,841 |
| 12 | IPNMAT | IP : Nondurable Materials | -6,959 |
| 13 | IPMANSICS | IP : Manufacturing (SIC) | -6,211 |
| 14 | IPB51222s | IP : Residencial Utilities | -8,529 |
| 15 | IPFUELS | IP : Fuels | -7,855 |
| 16 | CUMFNS | Capacity Utilization : Manufacturing | -3,098 |
| 17 | HWI | Help-Wanted Index for United States | -4,560 |
| 18 | HWIURATIO | Ratio of Help Wanted/No. Unemployed | -3,897 |
| 19 | CLF16OV | Civilian Labor Force | -3,939 |
| 20 | CE16OV | Civilian Employment | -4,802 |
| 21 | UNRATE | Civilian Unemployment Rate | -3,084 |
| 22 | UEMPMEAN | Average Duration of Unemployment | -2,148 |

| | | | |
|----|-----------------|--|--------|
| 23 | UEMPLT5 | Unemployed - Less than 5 weeks | -6,896 |
| 24 | UEMP5TO14 | Unemployed for 5-14 weeks | -7,169 |
| 25 | UEMP15OV | Unemployed - 15 weeks and over | -5,399 |
| 26 | UEMP15T26 | Unemployed for 15-26 weeks | -6,453 |
| 27 | UEM27OV | Unemployed for 27 weeks and over | -5,366 |
| 28 | CLAIMSx | Initial Claims | -7,253 |
| 29 | PAYEMS | All employees : total nonfarm | -4,901 |
| 30 | USGOOD | All employees :goods-producing industries | -5,652 |
| 31 | CES1021000001 | All employees : mining | -5,782 |
| 32 | USCONS | All employees : construction | -4,362 |
| 33 | MANEMP | All employees :manufacturing | -5,908 |
| 34 | DMANEMP | All employees : durable goods | -5,954 |
| 35 | NDMANEMP | All employees : nondurable goods | -5,453 |
| 36 | SRVPRD | All employees :service-providing industries | -3,74 |
| 37 | USTPU | All employees : trade, transportations & Utilities | -4,522 |
| 38 | USWTRADE | All employees : Wholesale trade | -4,914 |
| 39 | USTRADE | All employees : retail trade | -3,858 |
| 40 | USFIRE | All employees : financial activities | -3,550 |
| 41 | USGOVT | All employees : government | -2,988 |
| 42 | CES0600000007 | Average Weekly Hours : goods-producing | -2,855 |
| 43 | AWOTMAN | Average Weekly Overtime Hours : manufacturing | -2,779 |
| 44 | AWHMAN | Average Weekly Hours : manufacturing | -2,904 |
| 45 | CES0600000008 | Avg hourly earnings : goods-producing | -2,060 |
| 46 | CES2000000008 | Avg hourly earnings : construction | -2,926 |
| 47 | CES3000000008 | Avg hourly earnings : manufacturing | -2,105 |
| 48 | HOUST | Housing starts | -7,001 |
| 49 | HOUSTNE | Housing starts, northeast | -7,741 |
| 50 | HOUSTMW | Housing starts, midwest | -8.028 |
| 51 | HOUSTS | Housing starts, south | -6,793 |
| 52 | HOUSTW | Housing starts, west | -6,795 |
| 53 | PERMIT | New private housing permits | -7,099 |
| 54 | PERMITNE | New private housing permits, northeast | -6,971 |
| 55 | PERMITMW | New private housing permits, midwest | -7,721 |
| 56 | PERMITS | New private housing permits, south | -6,812 |
| 57 | PERMITW | New private housing permits, west | -7,121 |
| 58 | DPCERA3M086SBEA | Real personal consumption expenditures | -4,707 |
| 59 | CMRMTSPLx | Real manufacturing and trade industries sales | -6,239 |
| 60 | RETAILx | Retail and food services sales | -5,881 |
| 61 | AMDMNOx | New orders for durable goods | -6,900 |
| 62 | AMDMUOx | Unfilled orders for durable goods | -4,990 |
| 63 | BUSINVx | Total business inventories | -5,029 |

| | | | |
|-----|------------|---|---------|
| 64 | ISRATIOx | Total business inventories to sales ratio | -7,848 |
| 65 | M1SL | M1 money stock | -4,831 |
| 66 | M2SL | M2 money stock | -4,558 |
| 67 | M2REAL | Real M2 money stock | -5,354 |
| 68 | AMBSL | St. Louis Adjusted monetary base | -6,000 |
| 69 | TOTRESNS | Total reserves of depository institutions | -6,308 |
| 70 | NONBORRES | Reserves of depository institutions | -12,492 |
| 71 | BUSLOANS | Commercial and Industrial Loans | -4,128 |
| 72 | REALLN | Real Estate Loans at all commercial banks | -3,425 |
| 73 | NONREVSL | Total nonrevolving credit | -4,352 |
| 74 | CONSPI | Non revolving consumer credit | -4,542 |
| 75 | MZMSL | MZM Money Stock | -5,021 |
| 76 | DTCOLNVHFN | Consumer Motor Vehicle Loans Outstanding | -3,737 |
| 77 | DTCTHFN | Total Consumer Loans and leases | -4,273 |
| 78 | INVEST | Securities in bank credit at all commercial banks | -5,541 |
| 79 | | Shadow Rate | -1,773 |
| 80 | CP3Mx | 3-month AA financial commercial paper rate | -1,741 |
| 81 | TB3MS | 3-month treasury bill | -1,668 |
| 82 | TB6MS | 6-month treasury bill | -1,758 |
| 83 | GS1 | 1-year treasury rate | -1,666 |
| 84 | GS5 | 5-year treasury rate | -1,536 |
| 85 | GS10 | 10-year treasury rate | -1,466 |
| 86 | AAA | Moody's seasoned aaa corporate bond yield | -1,668 |
| 87 | BAA | Moody's seasoned baa corporate bond yield | -1,912 |
| 88 | COMPAPFFx | 3-month commercial paper minus fedfunds | -4,447 |
| 89 | TB3SMFFM | 3-month treasury C minus fedfunds | -4,779 |
| 90 | TB6SMFFM | 6-month treasury C minus fedfunds | -5,008 |
| 91 | T1YFFM | 1-year treasury C minus fedfunds | -5,103 |
| 92 | T5YFFM | 5-year treasury C minus fedfunds | -4,286 |
| 93 | T10YFFM | 10-year treasury C minus fedfunds | -3,879 |
| 94 | AAAFFM | Moody's aaa corporate bond minus fedfunds | -3,315 |
| 95 | BAAFFM | Moody's baa corporate bond minus fedfunds | -3,627 |
| 96 | EXSZUSx | Switzerland/U.S. Foreign Exchange Rate | -6,720 |
| 97 | EXJPUSx | Japan/U.S. Foreign Exchange Rate | -6,034 |
| 98 | EXUSUKx | U.S./U.K. Foreign Exchange Rate | -6,848 |
| 99 | EXCAUSx | Canada/U.S. Foreign Exchange Rate | -6,756 |
| 100 | WPSFD49207 | PPI finished goods | -4,949 |
| 101 | WPSFD49502 | PPI finished consumer goods | -5,641 |
| 102 | WPSID61 | PPI intermediate materials | -5,938 |
| 103 | WPSID62 | PPI crude materials | -8,177 |
| 104 | OILPRICE | Crude Oil, spliced WTI and Cushing | -7,496 |

| | | | |
|-----|-----------------|--|--------|
| 105 | PPICMM | PPI metals and metal products | -6,646 |
| 106 | CPIAUCSL | CPI All items | -3,224 |
| 107 | CPIAPPSL | CPI apparels | -3,793 |
| 108 | CPITRNSL | CPI transportation | -6,730 |
| 109 | CPIMEDSL | CPI medical care | -2,702 |
| 110 | CUSR0000SAC | CPI commodities | -4,795 |
| 111 | CUUR0000SAD | CPI durables | -2,997 |
| 112 | CUSR0000SAS | CPI services | -2,766 |
| 113 | CPIULFSL | CPI all items less foods | -3,545 |
| 114 | CUUR0000SA0L2 | CPI all items less shelter | -3,909 |
| 115 | CUSR0000SA0L5 | CPI all items less medical care | -3,387 |
| 116 | PCEPI | Pers. Cons. Exp. Chain index | -2,848 |
| 117 | DDURRG3M086SBEA | Pers. Cons. Exp. Durable goods | -2,365 |
| 118 | DNDGRG3M086SBEA | Pers. Cons. Exp. Nondurable goods | -5,318 |
| 119 | DSERRG3M086SBEA | Pers. Cons. Exp. Services | -1,982 |
| 120 | | S&P's Common Stock Price Index (in real terms) | -6,392 |
| 121 | | S&P's Industrials (in real terms) | -6,410 |
| 122 | S&P div yield | S&P's Composite common stock: dividend yield | -7,263 |
| 123 | S&P PE ratio | S&P's Composite Common Stock: P/E ratio | -3,211 |
| 124 | VXOCLSx | CBOE S&P100 Volatility Index | -3,880 |

ANNEXE C

LE TAUX IMPLICITE DE WU ET XIA (2015)

Note relative au taux implicite (« shadow rate »)

La réserve fédérale mène traditionnellement sa politique monétaire en contrôlant les variations du taux des fonds fédéraux. Ainsi, l'évolution de ce taux constitue généralement une mesure adéquate de l'orientation de la politique monétaire américaine. L'évolution du taux directeur est, cependant, limité par sa borne inférieure de 0%. Lorsqu'il atteint sa borne inférieure (comme ce fut le cas entre décembre 2008), pour stimuler d'avantage l'économie, la FED doit avoir recours à des mesures non conventionnelles (telles que l'achat massif de titres sur les marchés financiers et le guidage prospectif). Ces mesures impactent alors directement les taux à plus long terme sans avoir de répercussions sur l'évolution du taux des fonds fédéraux qui ne peut baisser davantage.

Dans de telles circonstances, le taux implicite (« shadow rate ») de Wu et Xia (2015) peut être substitué au taux directeur comme mesure de l'orientation de la politique monétaire. Le taux implicite est un taux théorique dont les valeurs peuvent être négatives. Il est estimé à partir d'un modèle qui exploite l'information contenue dans la structure par terme des taux d'intérêts. En effet, Wu et Xia considèrent que le taux implicite correspond au taux des fonds fédéraux tant que la borne inférieure de 0% n'est pas atteinte. En revanche, lorsque cette dernière est atteinte et que des politiques monétaires non conventionnelles sont mises en œuvre, alors, tel qu'illustré par l'expression [15], le taux implicite s_t devient une fonction affine de trois facteurs latents X_t généralement caractérisés comme correspondants au niveau, à la pente et à la courbure de la courbe des taux d'intérêts.

$$s_t = \delta_0 + \delta_1' X_t \quad [15]$$

ANNEXE D

ESTIMATION SUR LES PÉRIODES PRÉ-1983 ET POST-1983

Cette annexe fait suite à la suggestion d'un lecteur⁸² de subdiviser la période d'estimation initiale (07/1962–11/2015) en deux périodes : l'une pré-1983, l'autre post-1983.

La possibilité d'un changement dans la relation entre le taux des fonds fédéraux et les variables macroéconomiques a été évoquée dans la littérature. Par exemple, Balke et Emery (1994) estiment un VAR incluant le taux de chômage, le taux d'inflation et le taux des fonds fédéraux sur les périodes de juillet 1959 à septembre 1979 et de novembre 1982 à septembre 1992⁸³. Les fonctions de réponses obtenues révèlent, notamment, une instabilité dans la relation entre le taux des fonds fédéraux et le taux d'inflation⁸⁴.

Ainsi, nous estimons nos trois modèles sur les périodes de juillet 1962 à septembre 1979 et de novembre 1982 à novembre 2015. Pour chacune de ces deux périodes, les fonctions de réponses du VAR identifié de façon récursive apparaissent, respectivement, aux figures 9 et 10; celles du VAR identifié par une combinaison de restriction de court et long terme sont présentées aux figures 11 et 12; et celles du FAVAR sont exposées aux figures 13 et 14.

Les figures 9, 10, 11, 12, 13 et 14 font paraître des résultats contre-intuitifs et troublants pour, à la fois, chacun des trois modèles et chacune des deux périodes considérées. De plus, elles permettent de mettre en évidence une forte instabilité, d'une période à l'autre, des fonctions de réponses obtenues par chaque modèle. Enfin, elles révèlent qu'aucun des trois modèles ne produit de résultats pouvant être considérés comme

⁸² La suggestion a été faite par Jean-François Rouillard, professeur au département d'économie de l'Université de Sherbrooke.

⁸³ La période d'octobre 1979 à octobre 1982 n'est pas incluse car, durant celle-ci, la Réserve Fédérale a mené sa politique monétaire en cherchant à cibler la masse monétaire plutôt que le taux des fonds fédéraux.

⁸⁴ Sur la période la plus récente, contrairement à celle pré-1980, le taux des fonds fédéraux ne réagit pas de manière statistiquement significative à une hausse non-anticipée du taux d'inflation.

étant plus plausibles que ceux provenant des deux autres. En définitive, nos modèles ne semblent pas aptes à identifier adéquatement le choc de politique monétaire.

Tableau 1 :

Valeurs Propres des 6 premières composantes principales des 123 variables du vecteur X_t . La proportion de la variation totale expliquée par chaque composante principale est indiquée à la quatrième colonne. Celle expliquée par le cumul des composantes principales est donnée à la sixième colonne.

| Composantes Principales | Valeurs Propres | Différence | Proportion | Valeurs Propres Cumulée | Proportion Cumulée |
|-------------------------|-----------------|------------|------------|-------------------------|--------------------|
| 1 | 19,1418 | 3,49127 | 0,1556 | 19,1418 | 0,1556 |
| 2 | 15,6505 | 8,06578 | 0,1272 | 34,7923 | 0,2829 |
| 3 | 7,58476 | 0,291506 | 0,0617 | 42,37706 | 0,3445 |
| 4 | 7,29325 | 2,99337 | 0,0593 | 49,67031 | 0,4038 |
| 5 | 4,29988 | 0,683143 | 0,035 | 53,97019 | 0,4388 |
| 6 | 3,61674 | 0,245282 | 0,0294 | 57,58693 | 0,4682 |

Tableau 2 :

Valeurs Propres des 6 premières composantes principales du vecteur X_t (qui a été réduit à 90 variables). Comme pour le tableau 1, la proportion de la variation totale expliquée par chaque composante principale est indiquée à la quatrième colonne. Celle expliquée par le cumul des composantes principales est donnée à la sixième colonne.

| Composantes Principales | Valeurs Propres | Différence | Proportion | Valeurs Propres Cumulées | Proportion Cumulée |
|-------------------------|-----------------|------------|------------|--------------------------|--------------------|
| 1 | 18,591 | 4,21822 | 0,2066 | 18,591 | 0,2066 |
| 2 | 14,3728 | 7,28666 | 0,1597 | 32,9638 | 0,3663 |
| 3 | 7,08612 | 0,423276 | 0,0787 | 40,04992 | 0,445 |
| 4 | 6,66284 | 2,77858 | 0,074 | 46,71276 | 0,519 |
| 5 | 3,88426 | 0,588962 | 0,0432 | 50,59702 | 0,5622 |
| 6 | 3,2953 | 0,35506 | 0,0366 | 53,89232 | 0,5988 |

Tableau 3 :

Fréquence d'ajustement des prix [Blinder (1994)]

| Fréquence d'ajustement des prix (nombre de fois par année) | |
|--|------------------------|
| Fréquence | Pourcentage des firmes |
| Moins d'une fois | 10.2% |
| Une fois | 39.3% |
| Entre 1.01 et 2 fois | 15.6% |
| Entre 2.10 et 4 fois | 12.9% |
| Entre 4.01 et 12 fois | 7.5% |
| Entre 12.01 et 52 fois | 4.3% |
| Entre 52.01 et 365 fois | 8.6% |
| Plus de 365 fois | 1.6% |

Source: Table 4.1, Alan S. Blinder, 1994. On Sticky Prices: Academic Theories Meet the Real World. *Monetary Policy* (Chicago: University of Chicago Press, 1994), pp. 117-154.

Tableau 4:

Durée médiane (en jours) entre deux changements de prix pour les produits vendus sur Internet [Lünnemann et Wintr (2011)]

| Catégorie des Produits | Allemagne | France | Italie | Royaume-Uni | États-Unis |
|--------------------------------|-----------|--------|--------|-------------|------------|
| Technologies de l'information | 15.0 | 15.8 | 15.9 | 19.9 | 16.9 |
| Électronique grand public | 23.3 | 30.8 | 25.6 | 17.1 | 28.3 |
| Électronique de divertissement | 27.0 | 18.4 | 23.8 | 18.6 | 15.8 |
| Petit électroménager | 51.8 | 25.4 | 52.5 | 55.5 | 79.0 |
| Biens durables | 49.0 | 27.3 | 31.5 | 63.7 | 55.5 |
| Total | 33.2 | 23.6 | 29.8 | 35.0 | 39.1 |

Source: Table 1, Lünnemann et Wintr, 2011. Price Stickiness in the US and Europe Revisited: Evidence from Internet Prices. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. Department of Economics, University of Oxford, vol. 73, pp. 593-621.

Figure 1 :
Fonctions de réponses à un choc de politique monétaire obtenues avec un VAR identifié de façon récursive. Estimation faite sur la période de juillet 1962 à novembre 2015.

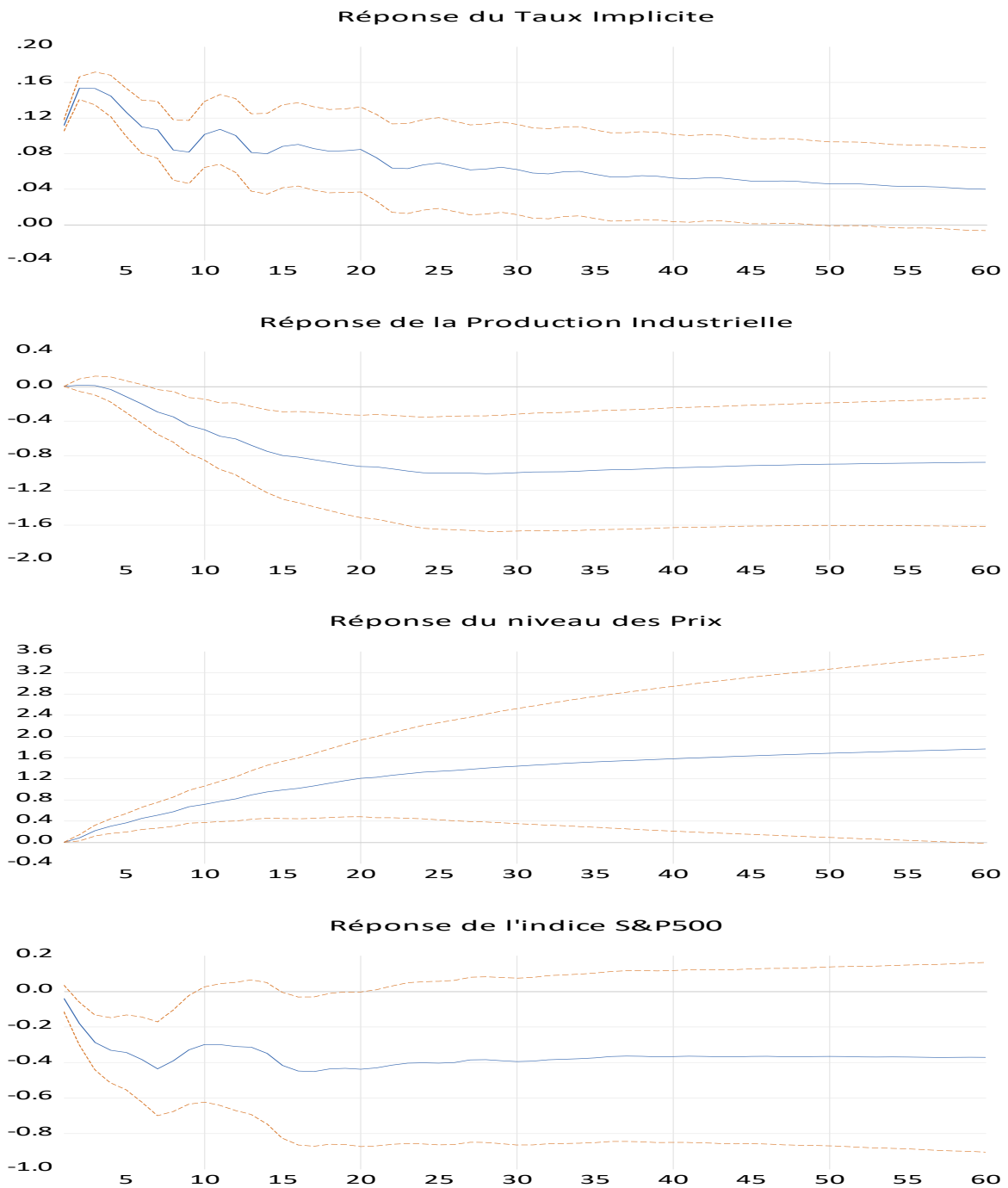


Figure 2 :

Fonctions de réponses à un choc de politique monétaire obtenues avec un VAR identifié avec une combinaison de restrictions de court et long terme. Estimation faite sur la période de juillet 1962 à novembre 2015.

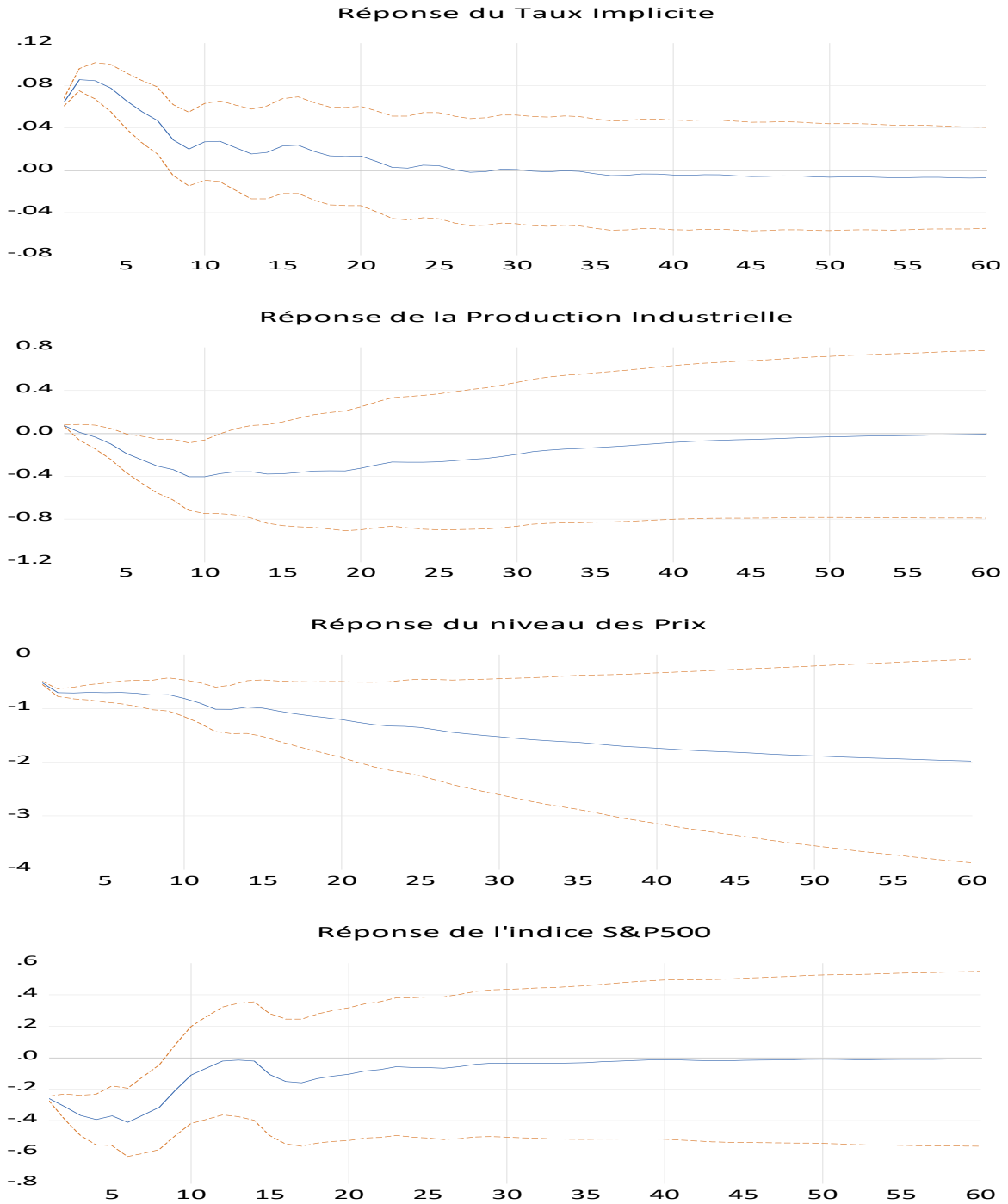


Figure 3 :
Fonctions de réponses obtenues avec le modèle FAVAR incluant 3 facteurs non-observables. Estimation faite sur la période de juillet 1962 à novembre 2015.

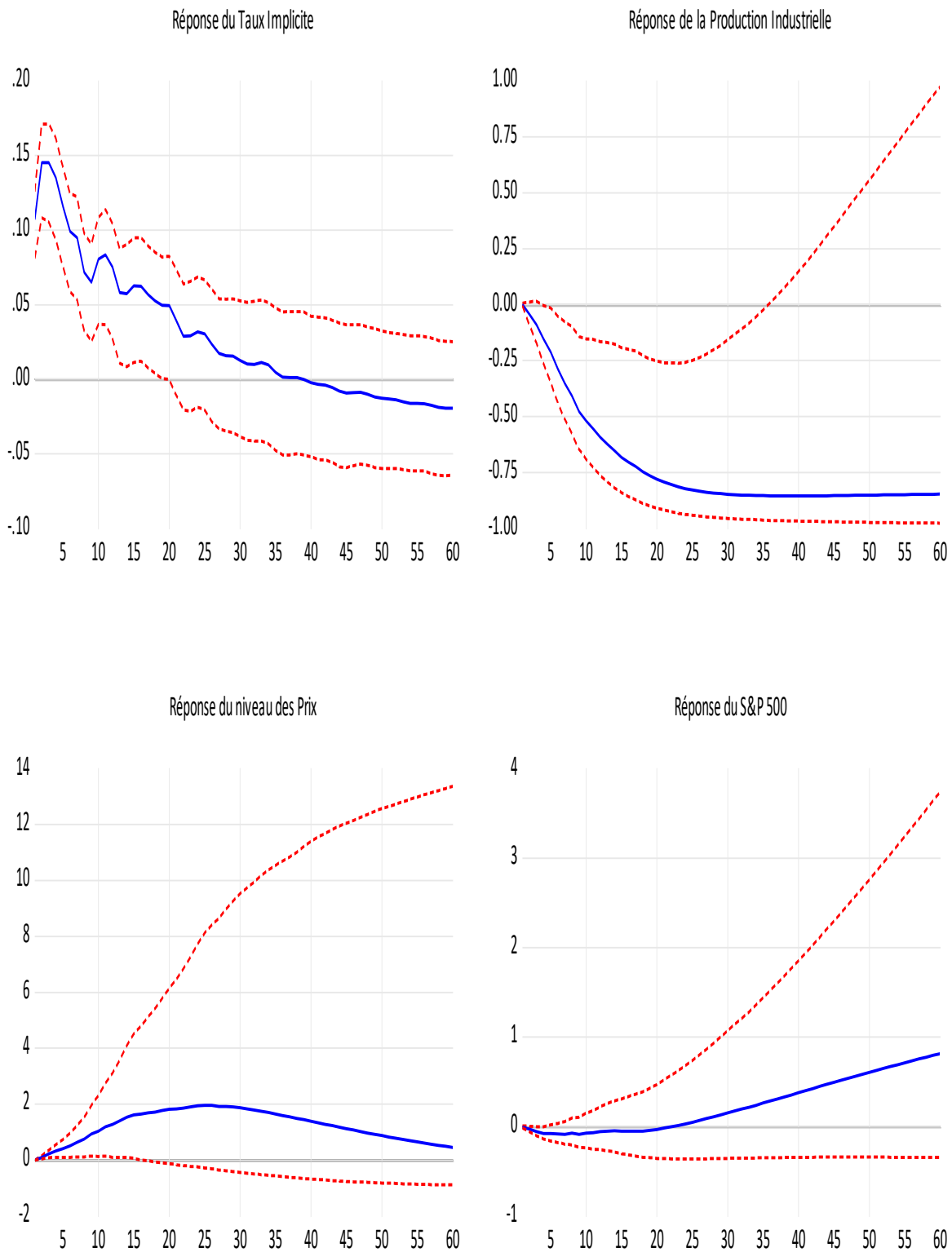


Figure 4 :
Fonctions de réponses obtenues avec le modèle FAVAR incluant 6 facteurs non-observables. Estimation faite sur la période de juillet 1962 à novembre 2015.

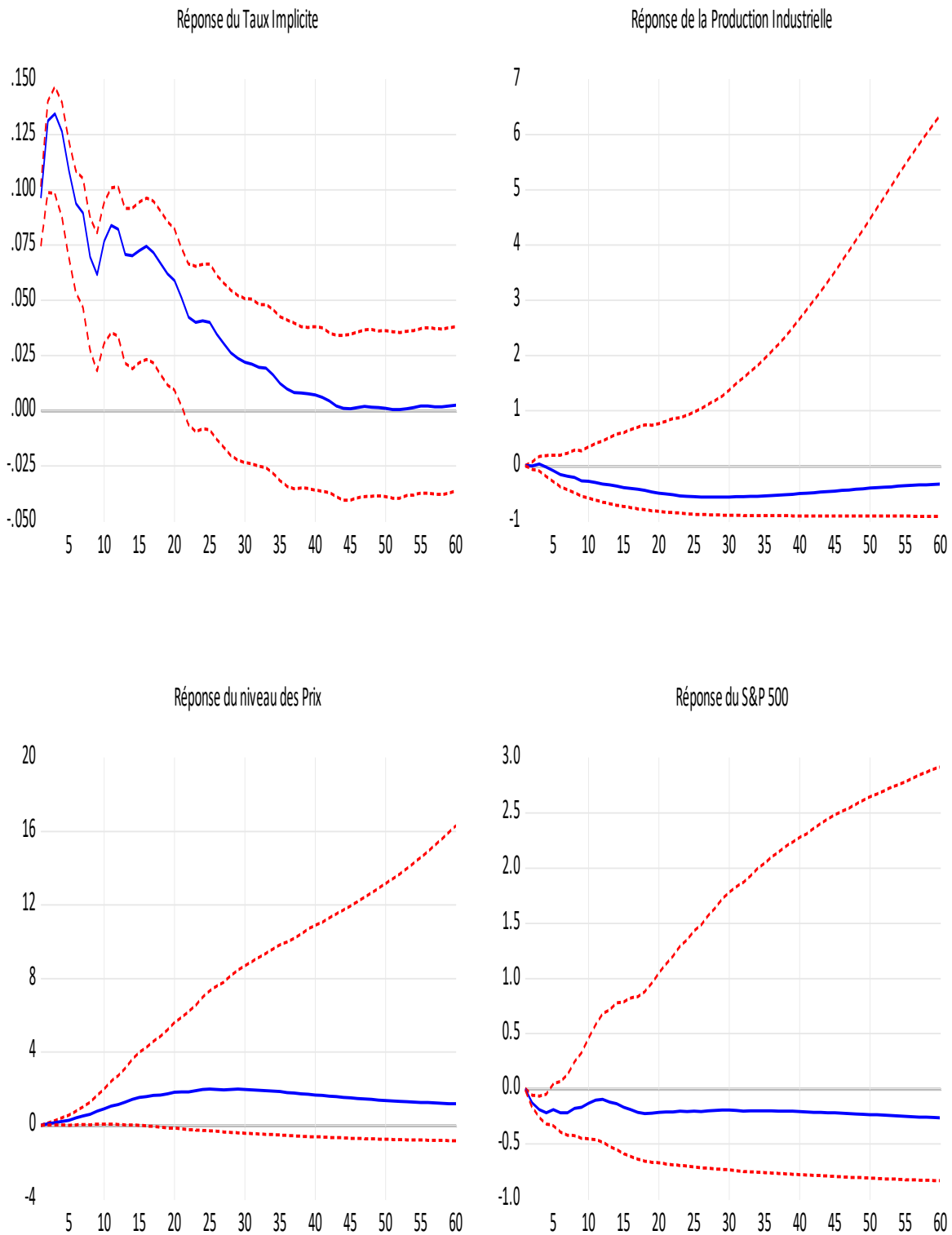


Figure 5 :

Fonctions de réponses obtenues avec le modèle FAVAR incluant 3 facteurs non-observables et dont le vecteur X_t inclus 90 variables. Estimation faite sur la période de juillet 1962 à novembre 2015.

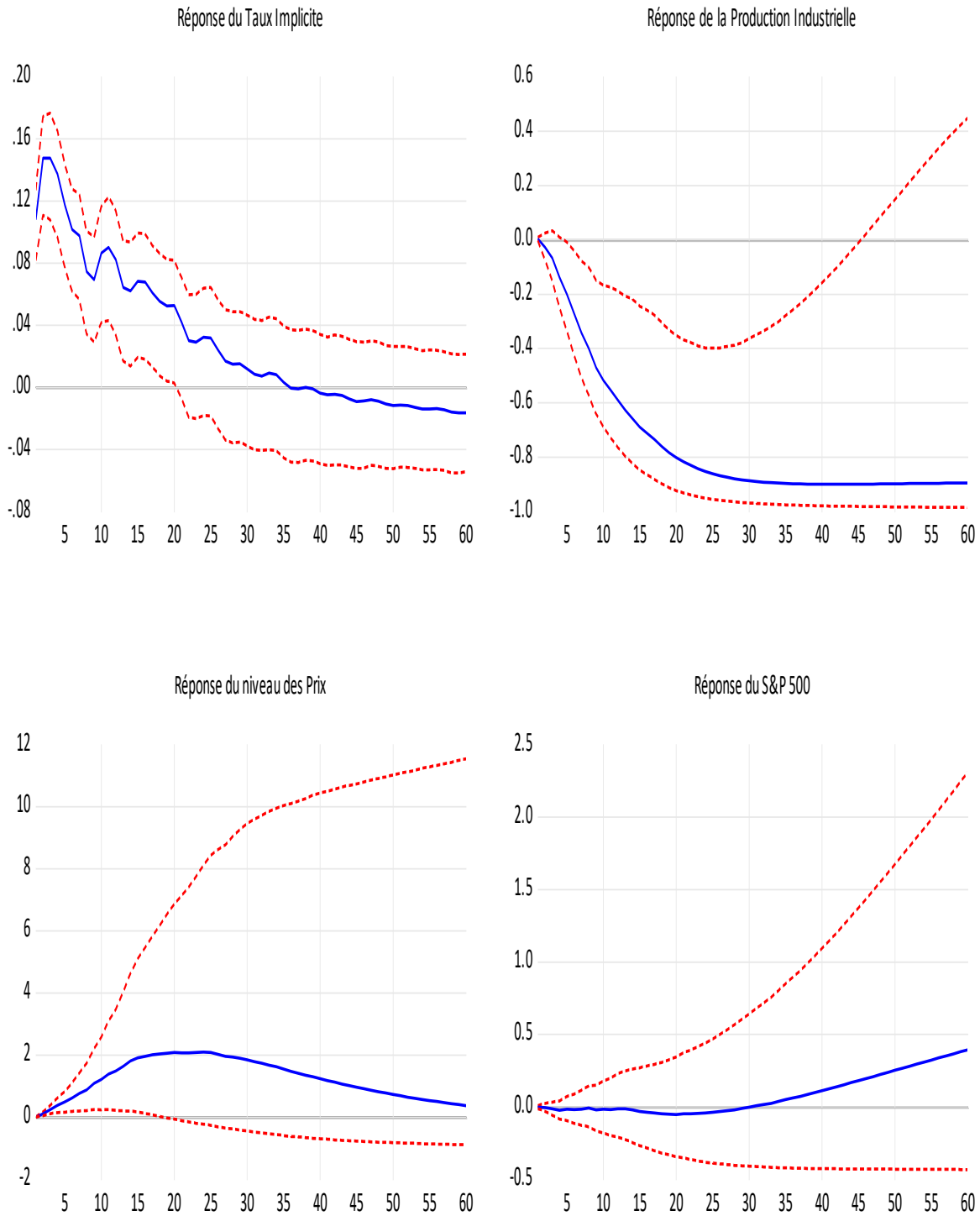


Figure 6 :

Fonctions de réponses à un choc de politique monétaire obtenues avec un VAR identifié de façon récursive. Estimation faite sur la période de juillet 1962 à décembre 2007.

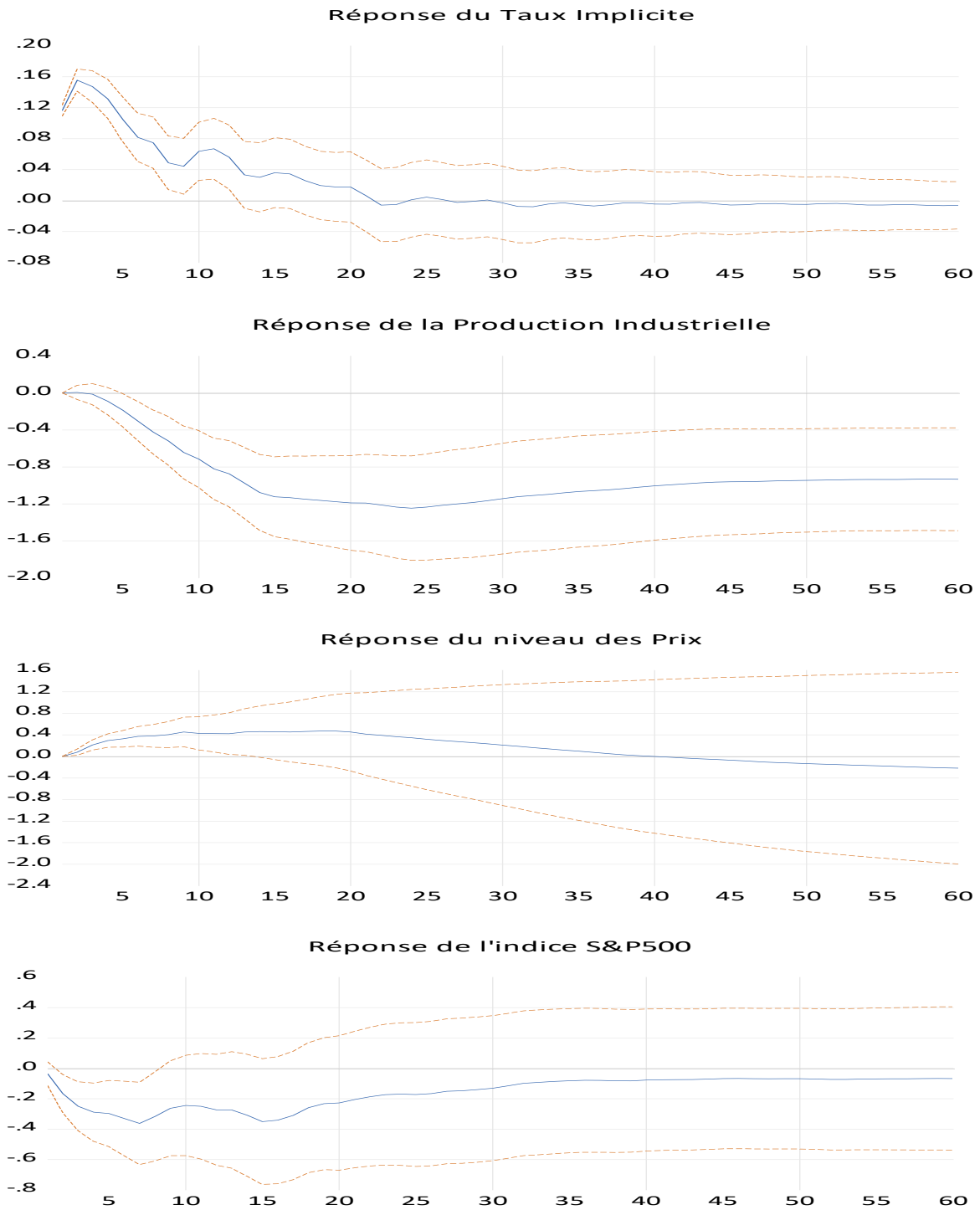


Figure 7 :

Fonctions de réponses à un choc de politique monétaire obtenues avec un VAR identifié avec une combinaison de restrictions de court et long terme. Estimation faite sur la période de juillet 1962 à décembre 2007.

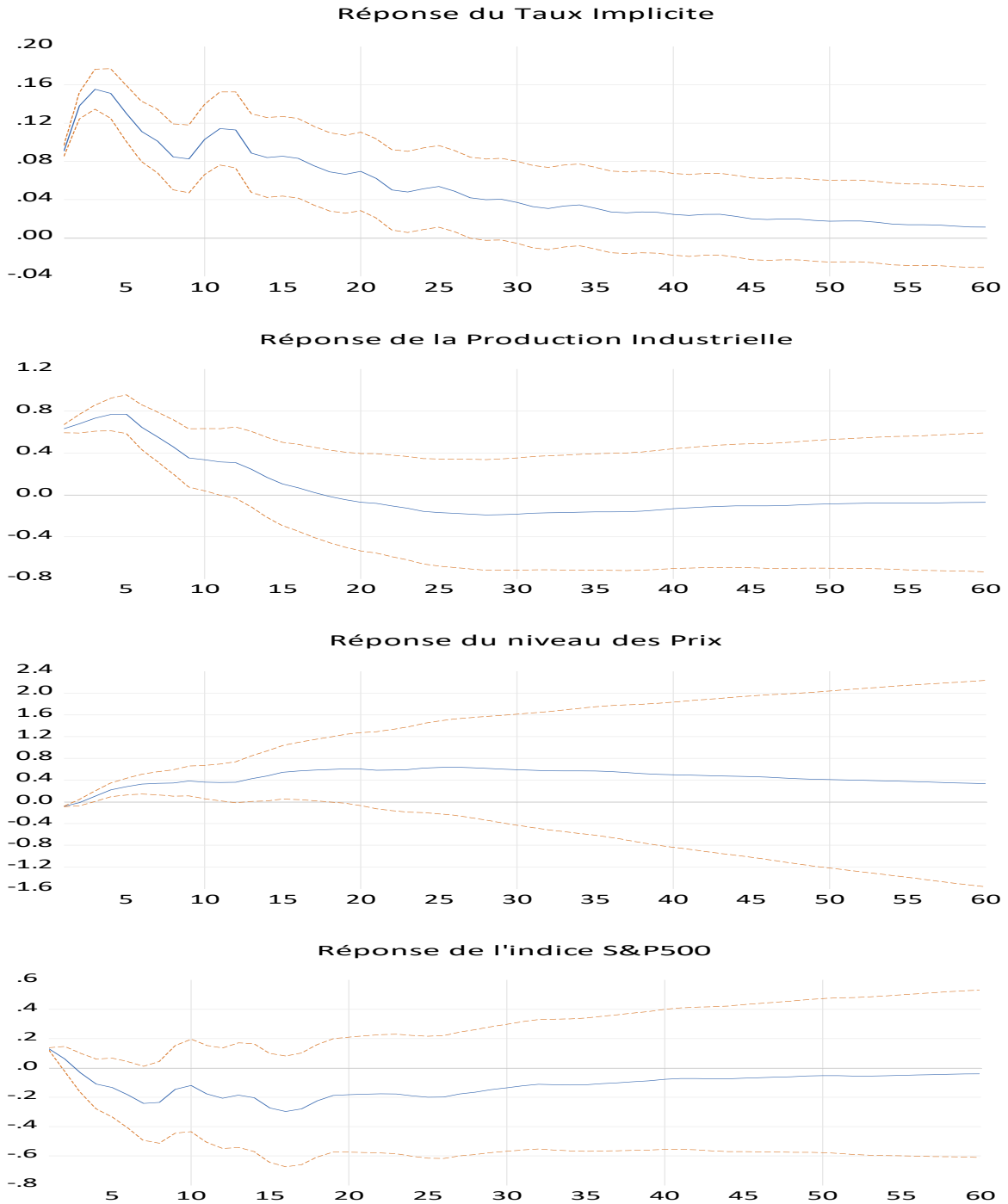


Figure 8 :
Fonctions de réponses obtenues avec le modèle FAVAR incluant 3 facteurs non-observables. Estimation faite sur la période de juillet 1962 à décembre 2007.

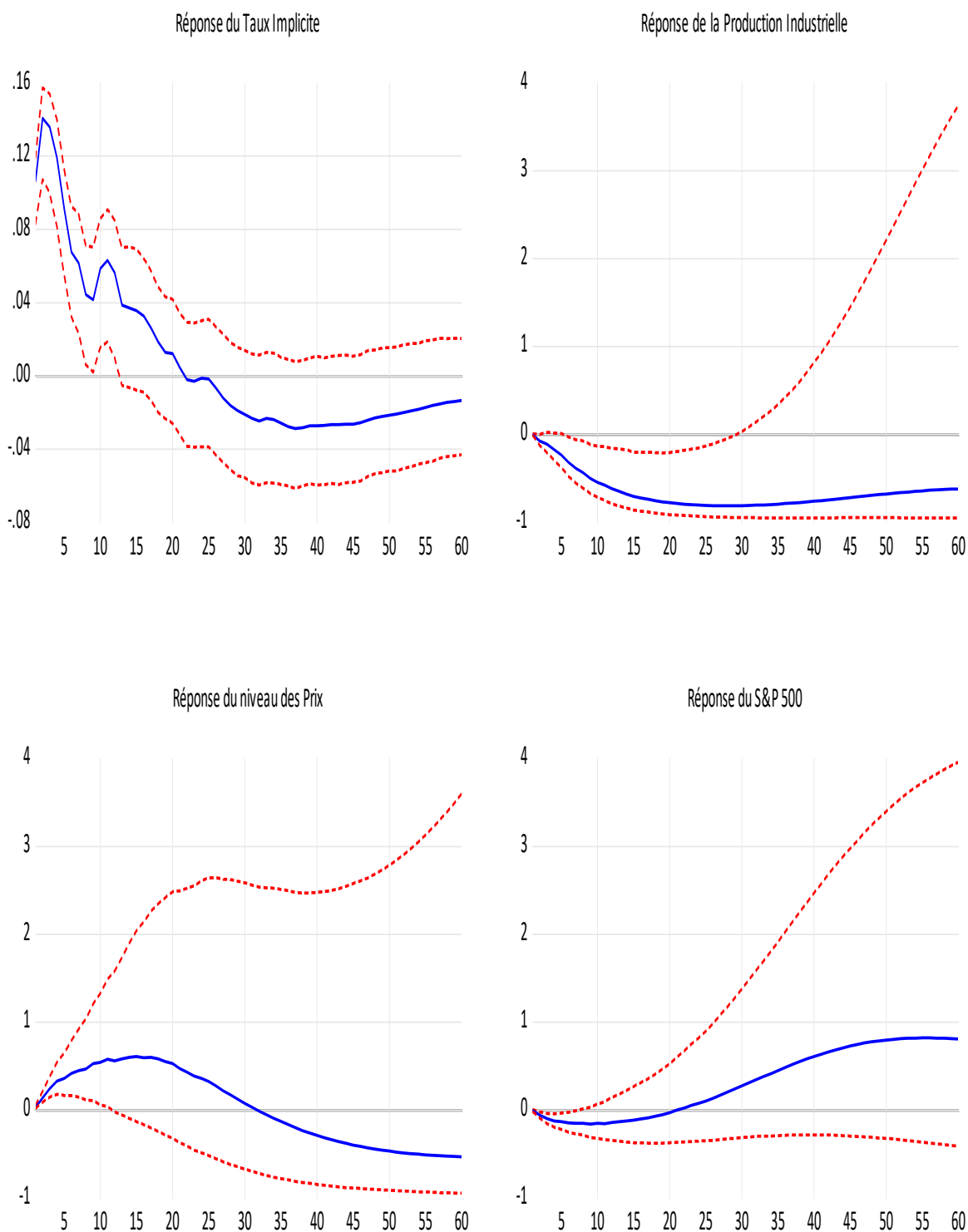


Figure 9 :

Fonctions de réponses à un choc de politique monétaire obtenues avec un VAR identifié de façon récursive. Estimation faite sur la période de juillet 1962 à septembre 1979.

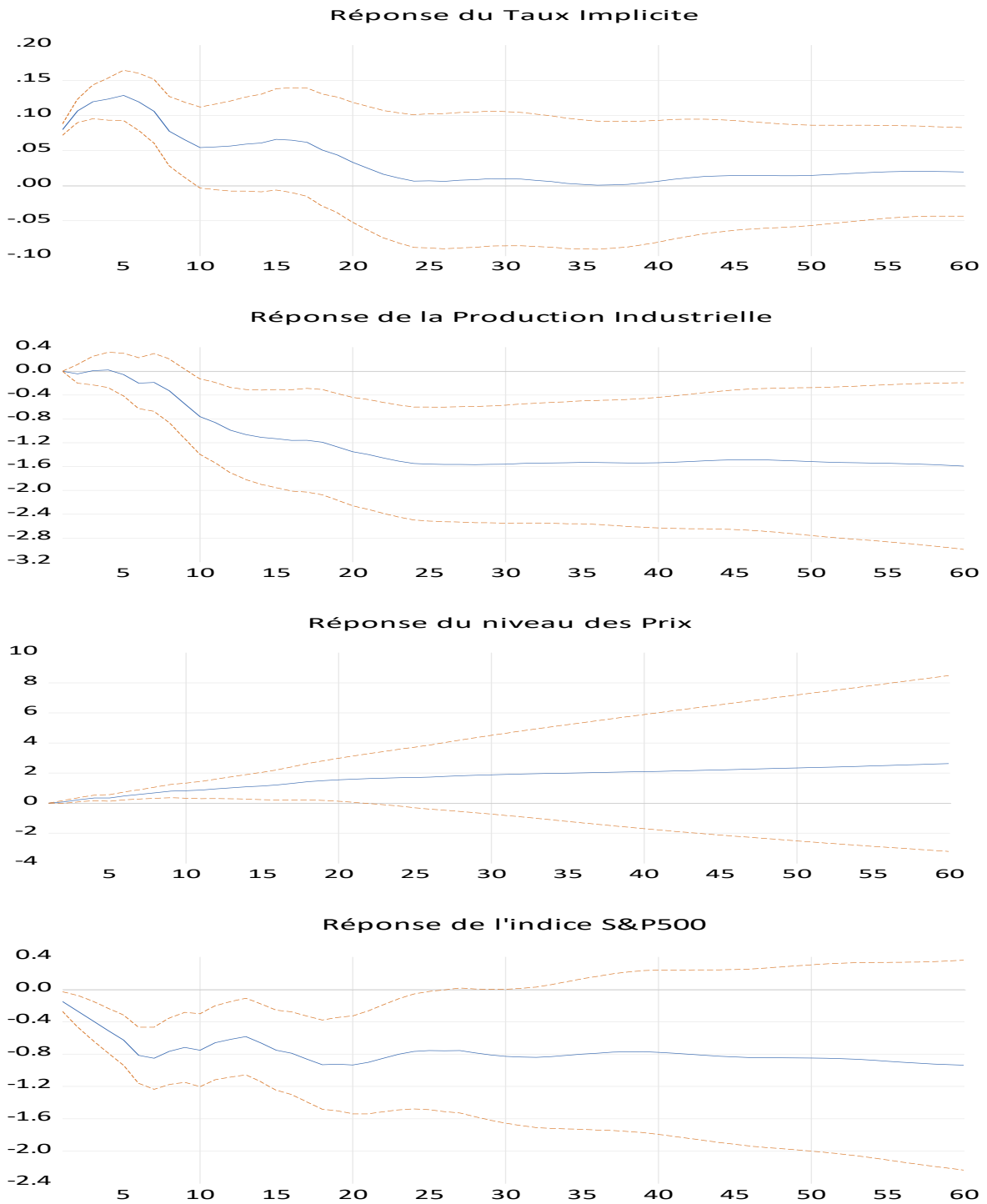


Figure 10 :

Fonctions de réponses à un choc de politique monétaire obtenues avec un VAR identifié de façon récursive. Estimation faite sur la période de novembre 1982 à novembre 2015.

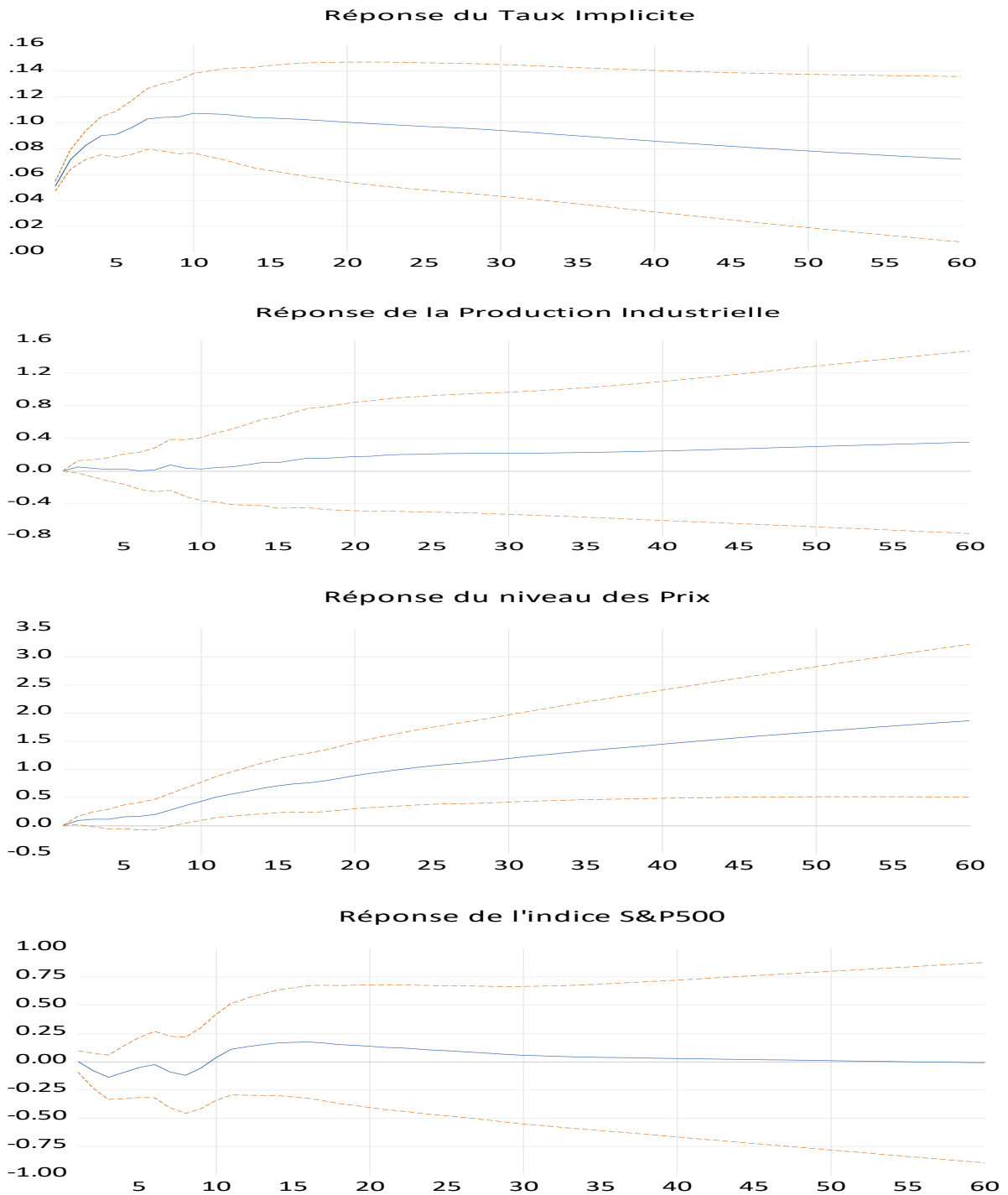


Figure 11 :

Fonctions de réponses à un choc de politique monétaire obtenues avec un VAR identifié avec une combinaison de restrictions de court et long terme. Estimation faite sur la période de juillet 1962 à septembre 1979.

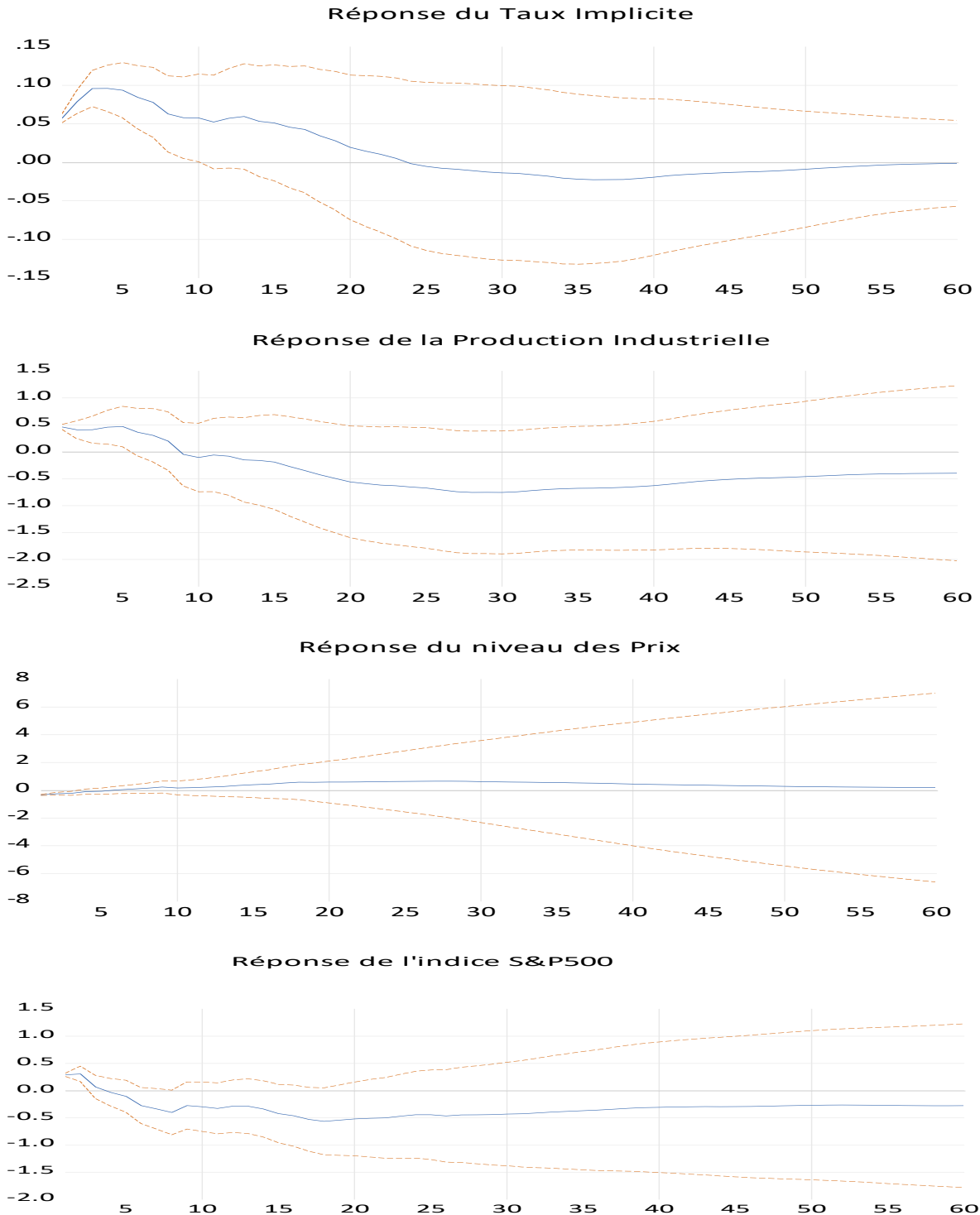


Figure 12 :

Fonctions de réponses à un choc de politique monétaire obtenues avec un VAR identifié avec une combinaison de restrictions de court et long terme. Estimation faite sur la période de novembre 1982 à novembre 2015.

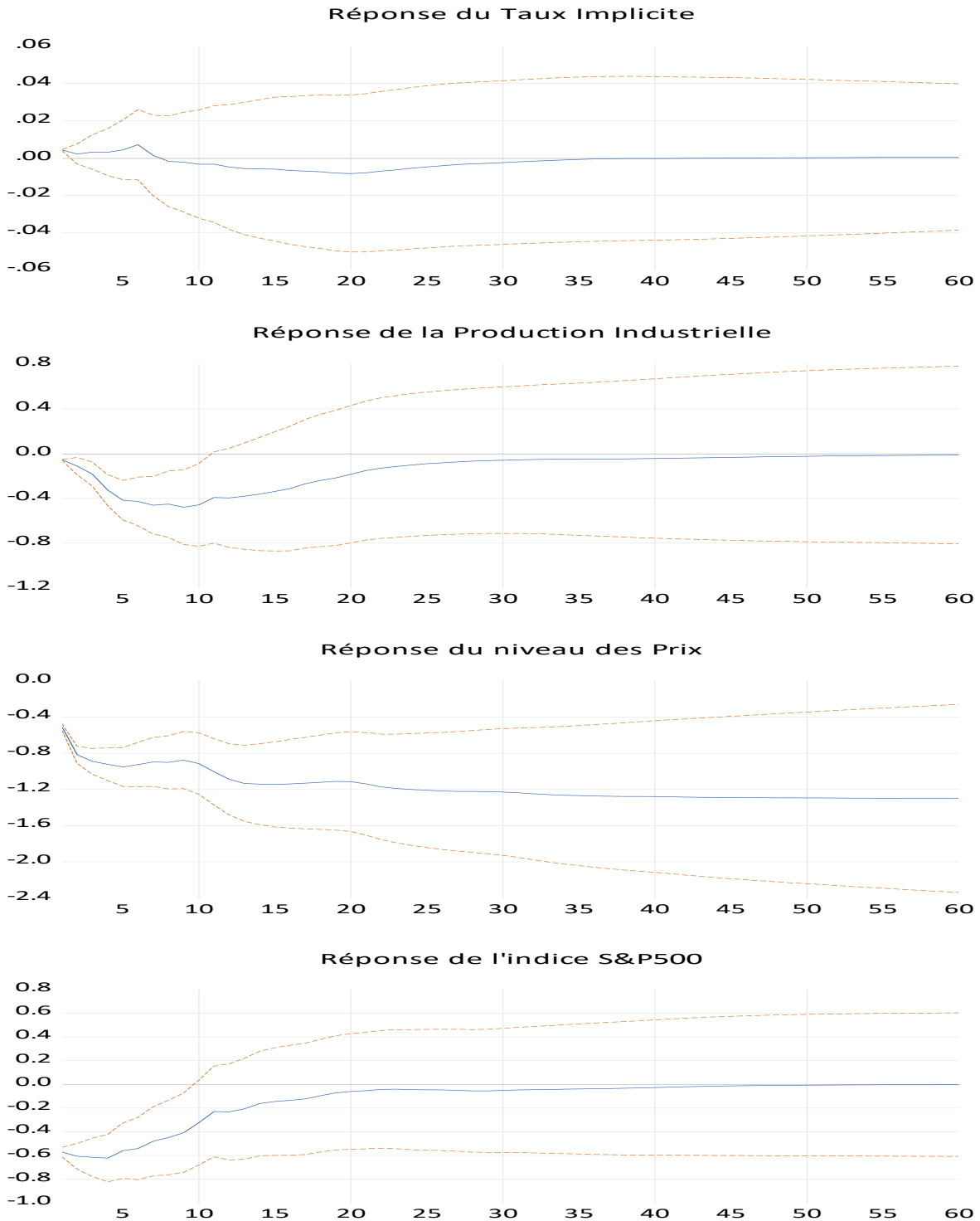


Figure 13 :
Fonctions de réponses obtenues avec le modèle FAVAR incluant 3 facteurs non-observables. Estimation faite sur la période de juillet 1962 à septembre 1979.

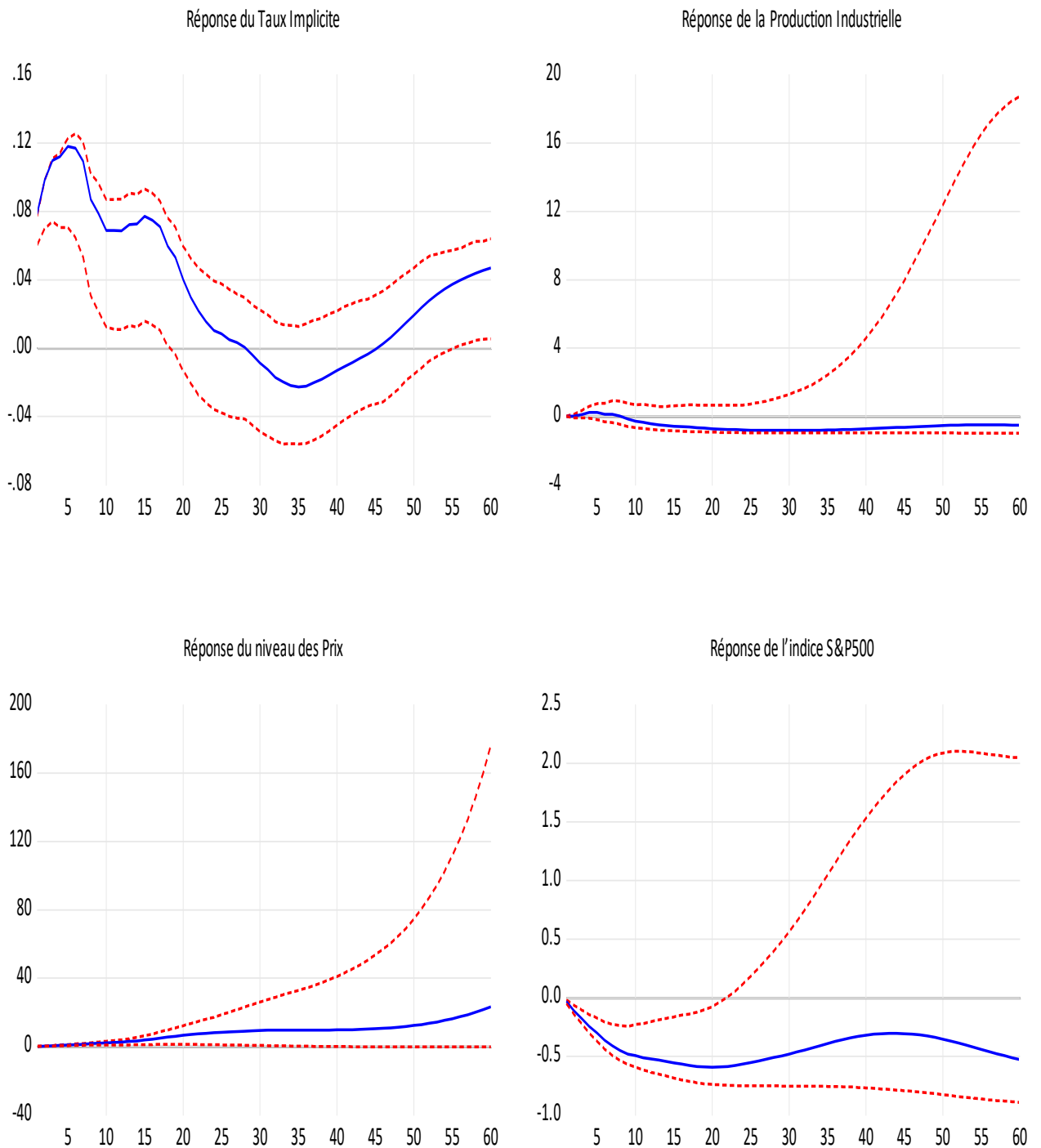


Figure 14 :
Fonctions de réponses à un choc de politique monétaire obtenues avec le modèle
FAVAR incluant 3 facteurs non-observables. Estimation faite sur la période de novembre
1982 à novembre 2015.

